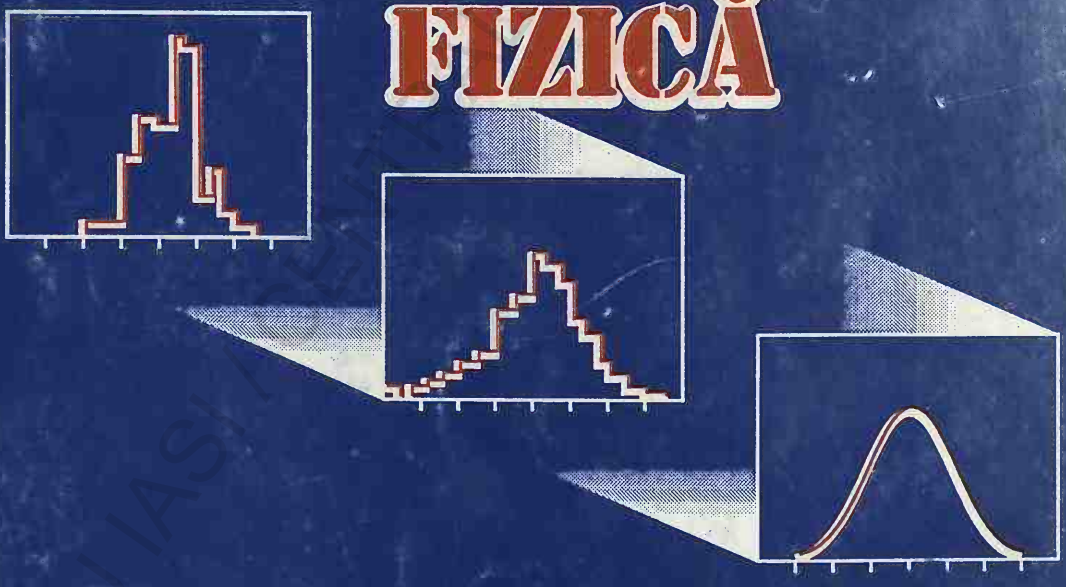
Maria Rădoane
Nicolae Rădoane
Ioniță Ichim
Gheorghe Dumitrescu
Constantin Ursu

ANALIZA CANTITATIVĂ ÎN GEOGRAFIA FIZICĂ



16.419

EDITURA UNIVERSITĂȚII „AL. I. CUZA" IAȘI

BIBL. CENTR. UNIV.
M. „EMINESCU" IAȘI
GEOLOGIE-GEOGRAFIE
III-16.419

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Maria Rădoane Ioniță Ichim
Nicolae Rădoane Gheorghe Dumitrescu
Constantin Ursu

ANALIZA CANTITATIVĂ ÎN GEOGRAFIA FIZICĂ

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Coperta:
AL. CVASNÂI

14 IU. 1996
B. C. U. ... IAȘI
GEOLOGIE-GEOGRAFIE
Acc 93.790

Redactor:
MIHAELA POPOVICI

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Dr. Maria Rădoane
Dr. Nicolae Rădoane
Prof. univ. dr. Ioniță Ichim
Ing. Gheorghe Dumitrescu
Mat. Constantin Ursu

ANALIZA CANTITATIVĂ ÎN GEOGRAFIA FIZICĂ

– Metode și aplicații –

117988
B.C.U. - IASI

EDITURA UNIVERSITĂȚII „AL. I. CUZA"
IAȘI – 1996

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Referenți științifici: Prof. univ. dr. IOAN HÂRJOABĂ
Prof. univ. dr. IOAN BOJOI

ISBN 973-9149-69-3

©EDITURA UNIVERSITĂȚII „AL. I. CUZA"
6600 IAȘI, PĂCURARI 9, TEL. (032)114947

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

În loc de prefață

În anul 1950, la sărbătorirea marelui geograf William Morris Davis, unul dintre tinerii savanți, cel care avea să devină simbolul geografiei fizice de după al Doilea Război Mondial, l-am numit pe Arthur N. Strahler, a lansat o critică vehementă asupra descriptivismului în geografie. Și-a motivat intervenția pentru nevoia unei adevărate "revoluții" în aplicarea metodelor cantitative în geografie. Momentul este cunoscut în istoria gândirii geografice mondiale ca "revoluția cantitativă în geografie". Astfel, după acumulările din deceniile 4 și 5, în deceniile 6 și 7 a avut loc emanciparea radicală a geografiei sub incidența asimilării unor metode riguroase de evaluare a fenomenelor, dar și a revederii de fond a unor concepte, ipoteze, alte puncte de vedere din perspectiva teoriei sistemice. Aceasta a fost posibil, în primul rând, datorită accesului la analize cantitative, de la cele statistico - matematice, până la tehnici de simulare numerică sau fizică a unor fenomene.

Procesul de emancipare a fost mult mai rapid în școlile de învățământ și cercetare geografică din Marea Britanie, Statele Unite ale Americii, Japonia, Australia, și mai lent în țările din estul și centrul Europei. În context, cu toate eforturile specialiștilor, geografia nu este implicată pe măsura posibilităților ei și ale momentului prezent în care se află științele, în evaluarea strategiilor de exploatare și folosire a resurselor de mediu si, în general, a strategiilor de dezvoltare economico - socială. Aceasta nu este o apreciere personală, ci a rezultat la ultimul Congres al Uniunii Internaționale de Geografie (Washington, 1992), apreciere care a echivalat cu recunoașterea unei *crize în domeniu*, iar criza s-a dovedit a fi una de ordin doctrinar, conceptual, și al nivelului insuficient de racordare la metodologiile și tehnicile moderne de investigație. Situația s-a datorat și continuă să fie acolo unde există teama nejustificată de a nu se "pierde" din specificul acestei științe. Dar, în egală măsură, și unei situații obiective, și anume, timp de peste un veac, geografia s-a afirmat prin personalități și nu a creat școli puternice cu largi echipe de lucru ca în domeniile științelor experimentale (fizică, chimie, biologie). S-a creat, astfel, și o discrepanță între *geografie ca disciplină de învățământ* , pe care mulți consideră că trebuie să o cantoneze în "tradiție" pe linie explicativă, fără implicarea unui aparat de prelucrări statistico - matematice, fără a-și asimila tehnici impuse de progresul foarte rapid al cercetărilor în domenii conexe și *geografia ca disciplină de cercetare*, obligată, am spune, în mod fericit, să apeleze la toate acestea.

În România, exceptând unele cercetări punctuale, mai cu seamă în climatologie și hidrologie, o asemenea abordare asupra metodologiilor de analiză cantitativă pe un front mai larg este la început, iar cartea de față o considerăm doar o

BCU IAȘI - BIBLIOTECA CENTRALĂ UNIVERSITARĂ - LIBRARY

modestă deschidere într-un câmp de investigații greu de cuprins. Realizarea ei este rodul efortului de colaborare de peste un deceniu între geografi, informaticieni și matematicieni, perioadă în care răbdarea fiecăruia dintre noi, de a ne familiariza cu limbajele domeniilor din care veneam, a fost o condiție a demersului pentru realizarea acestei cărți.

Nu a fost ușor, dar dorința de a rezolva multe probleme de cercetare aplicată ne-a obligat să asimilăm elemente ale unei noi baze teoretice cu care se operează astăzi în aproape toate științele naturii, respectiv, teoria sistemică. Colaborarea între noi, deloc comodă, ne-a ferit, sperăm, de a cădea în boala autodidacticismului, una dintre cele mai grave, care afectează cu predilecție cercetările de frontieră, cercetări în care, fie-ne permis să observăm, că sunt multe situații în care unii "se pricep la toate" sau, oricum, mai bine în domeniul celuilalt. Printre geografi, din nefericire, această boală are numeroase victime.

Majoritatea covârșitoare a exemplelor sunt din propriile noastre lucrări, elaborate și publicate de-a lungul ultimului deceniu și, îndrăznim să spunem, că ele constituie spiritul cercetărilor inițiate și promovate de colectivul Stațiunii de Cercetări "Stejarul" Pângarați (astăzi Piatra Neamț), înființată cu 4 decenii în urmă de Universitatea "Al. I. Cuza" din Iași. De aceea, adresând cartea studenților, dar și celor care promovează cercetarea științifică, o considerăm ca pe un gest de reîntoarcere, cu prețuire, spre Alma Mater, care ne-a format în atmosfera pasiunii pentru muncă și a dăruirii oneste în orizontul cunoașterii științifice.

Dacă noi am reușit sau nu să facem o anume deschidere, cum spuneam, spre lumea mirifică oferită de abordarea cantitativă în domeniul nostru, este dreptul fiecăruia dintre cei care se vor apleca asupra cărții, de a face aprecieri și observații cuvenite. Noi le așteptăm, deopotrivă, cu multă considerație. Regretăm, însă, întârzierea cu care am finalizat această carte, întârziere datorată și unei neînchipuit de triste întâmplări, și anume, dispariția fulgerătoare a unuia dintre colaboratori: *Constantin Ursu*, foarte tânăr și în plină putere de creație, coleg cu o inepuizabilă forță, cu un mare dar al prieteniei, cu o mare curiozitate a cunoașterii, cu dăruire de neegalat în căutarea zonelor comune de colaborare între domenii atât de diferite ca ale noastre. L-am considerat un deschizător, dar ne-a părăsit fără a-și vedea în pagină o parte din gândurile dăruite aplicării informaticii și matematicii în geografie.

Faptul că această lucrare a apărut acum și aici, la Iași, o datorăm conducerii Universității "Al.I.Cuza" și Editurii acestei cetăți academice, cărora le suntem recunoscători.

Profesor universitar dr. Ioniță Ichim
Catedra de Geografie
Universitatea "Al.I.Cuza" Iași

BCU IAȘI CENTRU VECHI LIBRARY

Cuprins

Capitolul 1

ARGUMENT 1

Capitolul 2

EȘANTIONAREA ÎN CERCETAREA FIZICO - GEOGRAFICĂ

2.1	Problema cuantificării în geografie	8
2.2	Populații și eșantioane	11
2.3	Prezentarea datelor obținute din măsurători și observații	15
2.3.1	Prezentarea în tabele centralizatoare	15
2.3.2	Reprezentarea grafică	15
2.4	Aplicație. Eșantionarea materialului de albie minoră a râurilor cu pat de pietriș și bolovăniș	29
2.4.1	Natura depozitelor grosiere de albie	30
2.4.2	Metode de eșantionare	32
2.4.3	Eșantionarea volumetrică în cazul unor râuri din România	38

Capitolul 3

NOȚIUNI PENTRU DESCRIEREA STATISTICĂ A DATELOR

3.1	Ordonarea datelor	50
3.2	Mărimi pentru descrierea tendinței de grupare a datelor	55
3.3	Mărimi pentru descrierea variabilității datelor	60

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

3.4	Forma repartițiilor	66
3.4.1	Parametrii simetriei repartiției	66
3.4.2	Parametrii ascuțimii curbelor de frecvență	68
3.5	Mărimea și frecvența forțelor în procesele geomorfologice	70

Capitolul 4

DATELE GEOGRAFICE ÎN CONTEXTUL REPARTIȚIEI NORMALE

4.1	Variabile cu repartiție normală	73
4.2	Curba normală	75
4.3	Repartiția normală și determinarea probabilității	79
4.4	Repartiții empirice în domeniul proceselor fizico - geografice	82
4.5	Testarea normalității datelor	88
4.6	Dimensiunea optimă a eșantionului	92

Capitolul 5

MODELE STATISTICE ÎN GEOGRAFIA FIZICĂ

5.1	Asupra conceptului de model	99
5.2	Evaluarea și interpretarea legăturilor cauzale cu ajutorul regresiei și corelației lineare	102
5.2.1	Eroarea standard de estimație	110
5.2.2	Coeficientul de corelație	112
5.2.3	Coeficientul de determinare	114
5.2.4	Matrice de corelație	114
5.3	Evaluarea fenomenului de nelinearitate a variației cu ajutorul regresiei și corelației curbilinii	116
5.3.1	Modele parabolice (sau polinomiale)	117
5.3.2	Modelul hiperbolic	122
5.3.3	Modelul logaritmic	126
5.3.4	Modelul de tip exponențial	127
5.3.5	Modelul funcției de putere	128
5.3.6	Alegerea celei mai potrivite ecuații de regresie	128

BCU "Ștefan cel Mare" CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

5.3.7	Eroarea standard neliniară	129
5.3.8	Indice de corelație	130
5.3.9	Indice de determinare	131
5.4.	Cuantificarea legăturilor multivariate folosind regresia și corelația multiplă	131
5.4.1	Analiza trendului în suprafață	136
5.4.2	Regresia multiplă pas-cu-pas	139
5.4.3	Avantaje și dezavantaje ale utilizării regresiei multiple	144
5.5	Corelația neparametrică	144
5.5.1	Coeficientul ∅	145
5.5.2	Corelația rangurilor	147
5.6	Aplicații	149
5.6.1	Modelarea profilului longitudinal al râurilor	150
5.6.2	Legea exponențială a evoluției în geomorfologie. Aplicație la dinamica ravenelor	156
5.6.3	Determinarea "formei optime" a pietrișurilor din mediul fluvial	158

Capitolul 6

PROBLEME DE ANALIZĂ A SERIILOR DE TIMP GEOGRAFICE

6.1	Definiții	166
6.2	Înregistrarea schimbărilor în sistemele naturale	168
6.2.1	Observații directe asupra variației în timp a proceselor fizico-geografice	170
6.2.2	Interpretarea observațiilor indirecte asupra schimbărilor în timp	171
6.3	Proprietățile seriilor de timp	173
6.3.1	Analiza tendinței	180
6.3.2	Sezonalitatea și ciclicitatea	192
6.4	Aplicații	196
6.4.1	Analiza seriilor de timp în studiul sistemului în cascadă: precipitații-scurgere-transfer de aluviuni în bazinul râului Trotuș	196
6.4.2	Tendințe actuale în dinamica patului albiilor de râu din Carpații Orientali	206
6.5	Serii de distanță	210
6.5.1	Meandre fluviale	210
6.5.2	Morfologia albiilor de râu	211

BUCUREȘTI - CENTRU UNIVERSITY LIBRARY

6.5.1 Meandre fluviale 210
6.5.2 Morfologia albiilor de râu 211

Capitolul 7

PROBLEME DE ANALIZĂ STATISTICĂ A DATELOR SPAȚIALE

7.1 Structuri spațiale de puncte 212
7.1.1 Introducere în statistica spațială descriptivă 215
7.1.2 Analiza cuadraților 218
7.1.3 Analiza celui mai apropiat vecin 221
7.2 Folosirea metodei "cubului matricial" în analiza datelor spațiale. Aplicație la studiul alunecărilor de teren 224
7.2.1 Inventarierea perimetrelor cu alunecări de teren 225
7.2.2 Repartiția alunecărilor pe grupe litologice 226
7.2.3 Repartiția alunecărilor funcție de pantă și expoziție 228
7.2.4 Evaluarea coeficientului de susceptibilitate a terenurilor la alunecare 228

BIBLIOGRAFIE 232

ANEXA 243

INDEX 244

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Capitolul 1

ARGUMENT

Credința mea este că viitoarele progrese în geografia fizică vor apărea din modelarea matematică
R.J.Huggett (1985)

Cei care se ocupă de evoluția ideilor și metodelor în geografia fizică au remarcat si remarcă faptul că, din a doua jumătate a secolului nostru, a avut loc o schimbare fundamentală a manierei de abordare a subiectului, când s-a trecut de la observare și descriere, la măsurare și cuantificare, de la aspectele mai mult literare ale considerațiilor geografice, la rigoarea și acuratețea care se obțin din procesarea datelor. Schimbarea de metodă a avut loc în deceniul șase și a fost înregistrată în istoria disciplinei geografice sub denumirea de "revoluție cantitativă"(Chorley, 1965). S-a apreciat că dintre ramurile geografiei fizice, geomorfologia a fost cea mai reținută la tendințele cuantificării, fiind încă puternic influențată de ideile lui Davis. Dar în anii '40 - '50, odată cu lucrările lui Horton (1945), Strahler (1950), Leopold *et al.* (1953, 1957), geomorfologia a depășit pragul de inhibiție datorat cuantificării și a devenit un adevărat pivot în definirea și promovarea noilor idei și teorii în geografia fizică.

Fără îndoială, cea mai revoluționară teorie de la mijlocul secolului a fost teoria generală a sistemelor, care a entuziasmat întreaga lume științifică și sub a cărei influență s-a produs și schimbarea de metodă în geografie.

Promovarea cuantificării a însemnat un progres real al disciplinei noastre, realizându-se o fundamentare științifică mai bună datorită bazelor create de măsurare și analiză a datelor, favorizându-se, totodată, o apropiere a științelor geografice de științele înrudite. Cuantificarea a permis traducerea problematicii științelor geografice într-un limbaj comun, capabil să o facă abordabilă și din lumina altor științe. Numai în acest fel a fost posibilă aplicarea conceptelor de entropie (Leopold și Langbein, 1962), prag (Schumm, 1979), creștere alometrică (Park, 1978), ergodicitate (Strahler, 1952), ca să nu mai vorbim de toată gama modelelor matematice (Huggett, 1985; Kirkby *et al.*, 1987).

BCU CLUJ / BABEȘ-BOLYAI UNIVERSITY LIBRARY

Geomorfologia, ca ultima care s-a înscris în aria cuantificării riguroase, reprezintă un domeniu foarte potrivit pentru a ilustra starea și evoluția cuantificării.

Trecând în revistă etapele promovării cuantificării în geomorfologie, Chorley (1965) a fost foarte critic față de manifestările de neîncredere în cuantificare. El consideră că influențele care au inhibat cuantificarea în geomorfologie au venit din două surse: caracterul istorist al științei și afinitățile umanistice ale geografului.

Prima sursă de inhibiție constă în credința fermă că cele mai multe din formele de relief sunt în mod esențial "fosile" și sunt în relație cu procese vechi, operative în circumstanțe climatice , tectonice și de evoluție diferite de cele prezente. Din acest punct de vedere, relația între formele prezente și procesele actuale devine irelevantă. În sinteza davisiană nu a fost nevoie de măsurători precise și expresii cantitative ale formelor de relief, deoarece Davis s-a manifestat mai mult ca un artist intuitiv, decât ca un om de știință bazat pe informații cantitative (Strahler, 1950). S-a crezut mult timp că formele de relief sunt prea complexe pentru a le trata în mod satisfăcător într-o manieră cantitativă, deși tot mai multe contribuții din ultimul timp accentuează aspectul de diagnoză a geometriei reliefului. Exemplele sunt numeroase, începând cu Horton (1945) și Strahler (1950) , care au analizat proprietățile rețelei râurilor și a bazinelor hidrografice și continuând cu școala britanică, cea mai strălucită prin personalitățile lansate. O rezistență mai mare s-a manifestat în legătură cu promovarea cuantificării în domeniul proceselor geomorfologice, considerate prea rapide sau prea lente, cu o mare discontinuitate în timp și spațiu, prea "capricioase" sau prea variabile pentru a fi măsurate. Dar și în acest caz s-a demonstrat contrariul prin lucrările de început ale lui Leopold, Wolman, Young, Bagnold, Kirkby, ș.a.

A doua sursă de inhibiție derivă din atracția pe care geograful o simte pentru aspectele intuitive și artistice ale științelor naturii și sociale și aceasta i-a determinat pe mulți geografi să militeze împotriva cuantificării, argumentând cu expresia mult plăcută "scolasticilor" că "poți dovedi orice cu statistica".

Oricum, pentru geografia și geomorfologia britanică, judecățile lui Chorley au fost valabile, cândva, la începutul anilor '60, pentru că, între timp, progresele realizate (în teoria și aplicațiile practice ale științei) au făcut ca geomorfologia să fie promovată ca disciplină de învățământ în institutele politehnice din Marea Britanie.

Un tablou veridic al gradului de cuantificare în lucrările de geomorfologie este dat de investigația realizată de Anderson și Sambles (1988) asupra articolelor publicate în cele mai reprezentative reviste de geomorfologie din lume: *EARTH SURFACE PROCESSES AND LANDFORMS*, editată în Marea Britanie; *CATENA*, editată în Olanda și *ZEITSCHRIFT FÜR GEOMORPHOLOGIE* editată în Germania.

BCU "ALEXANDRU IOAN CUZA" LIBRARY

Pe ansamblu, se remarcă o pondere din ce în ce mai însemnată a utilizării modelelor matematice (fig.1.1).

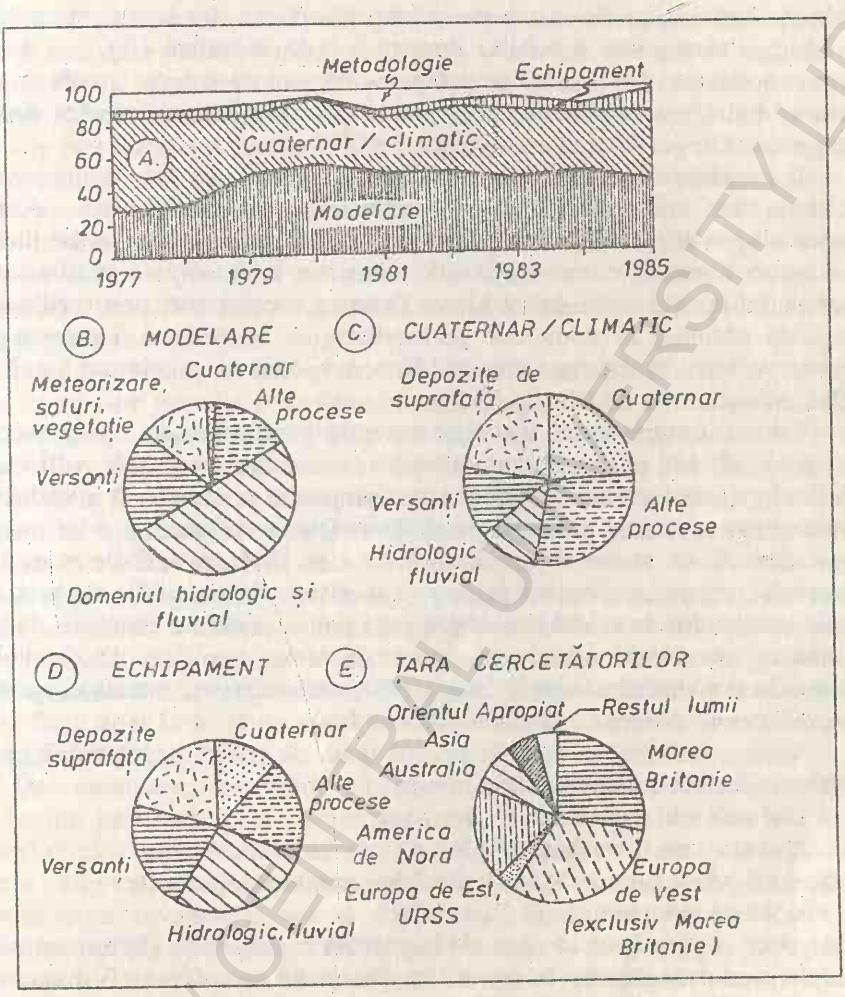


Fig.1.1. Gradul de cuantificare în articolele de geomorfologie publicate în 3 reviste reprezentative (Anderson și Sambles, 1988)(alte discuții în text)

Se observă că circa 45% din lucrările publicate în perioada 1977 - 1985 în aceste reviste utilizează, într-un mod sau altul, modelarea matematică (fig.1.1.A). Domeniile care cunosc cea mai mare cuantificare aparțin, în principal, hidrologiei și geomorfologiei albiilor de râu, versanților, depozitelor de

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

meteorizație, efectului utilizării terenurilor și geomorfologiei Cuaternarului (fig1.1.B). În domeniul proceselor care au avut loc în Cuaternar, cât și a celor de influență climatică, modelarea matematică s-a aplicat, în cea mai mare măsură, morfologiei versanților și rolului depozitelor de suprafață (fig.1.1.C). În ce privește aplicarea de tehnici și echipamente noi, ponderea maximă o are domeniul hidrologic, urmat de cel fluvial și al versanților (ca formă și depozite) și de geomorfologia Cuaternarului (fig.1.1.D).

O interesantă evaluare este realizată în legătură cu țara de unde provin cercetările ce utilizează, frecvent, modelarea matematică în domeniul geomorfologiei (fig.1.1.E). Europa de Vest furnizează cele mai multe lucrări ai căror autori folosesc, curent, modelul matematic în rezolvarea problematicilor abordate, iar de aici se detașează Marea Britanie, recunoscută prin rezultatele de avangardă obținute în domeniul geomorfologiei, în general. Urmează, apoi, America de Nord, Australia, Orientul Mijlociu și Asia și, pe ultimul loc, Europa de Est, inclusiv fosta URSS (fig.1.1.E).

Tabloul nu este deloc încurajator pentru geomorfologia din țara noastră, deși, în ultimii ani, analizele cantitative prevalează, iar progresele realizate sunt vizibile. În spiritul acestor tendințe ne-am propus să prezentăm o introducere în domeniul metodelor de prelucrare a datelor. Dintre acestea, ne vom ocupa de câteva metode de statistică matematică ce s-au dovedit a fi de mare ajutor geografului, cel puțin, din două principale motive: sunt accesibile din punctul de vedere al efortului de calcul și sunt potrivite pentru a obține concluzii de natură speculativă prin cercetarea unei sume de date empirice. Diferența între matematică și statistică văzută de Silk (1979), scoate în evidență avantajele celei din urmă pentru domeniul științelor Pământului.

Așadar, matematica este, în primul rând, de natură deductivă. Exemplul următor reprezintă dovada acestei propoziții:

1) A este mai mare decât B ($A > B$) și

2) B este mai mare decât C ($B > C$).

Aceste două prime propoziții fiind adevărate, urmarea logică este

3) A este mai mare decât C ($A > C$).

Putem, deci, *să fim siguri* că deducția exprimată în propoziția (3) este corectă, pe baza premiselor exprimate în (1) și (2). Oricât de complex ar fi domeniul de argumentare, nu mai este necesară o informație suplimentară pentru a ajunge la o concluzie fermă. În acest context, argumentele deductive sunt conforme cu informația de la care s-a plecat.

Dimpotrivă, *statistica* este, în primul rând, de natură inductivă. Argumentele inductive permit concluzii care, într-un sens, depășesc contextul premiselor pe care ele se bazează. Să presupunem că obținem un eșantion reprezentativ al pietrișurilor dintr-un depozit fluvial și am găsit că:

1) 20 % din galeții eșantionului prelevat au dimensiuni cuprinse între 16 și 32 mm. Aceasta este o premisă din care conchidem că:

2) 20% din întreaga populație de pietrișuri are dimensiuni între 16 și 32 mm.

Suntem, astfel, nevoiți să adăugăm la concluzia (2) calificativul *probabil adevărat* sau *aproximativ corect*, din cauză că nu am măsurat toți galeții din depozitul fluvial. Pentru că există un gol în cunoașterea noastră este necesar să deducem că aproximativ 20% din toți galeții sunt de 16 - 32 mm. Această constatare este rezultatul unei inferențe deductive.

Statistica are mai multe tehnici care ne ajută să depășim golul în cunoaștere: de exemplu, avem posibilitatea să arătăm că există 95 % șansă sau probabilitate ca procentul real de pietrișuri de 16 - 32 mm să se afle în jurul valorii de 20 % din populația analizată. Tehnicile aparțin statisticii inferențiale și au în vedere proceduri formale pentru calcularea limitelor și probabilităților de testare a ipotezelor statistice.

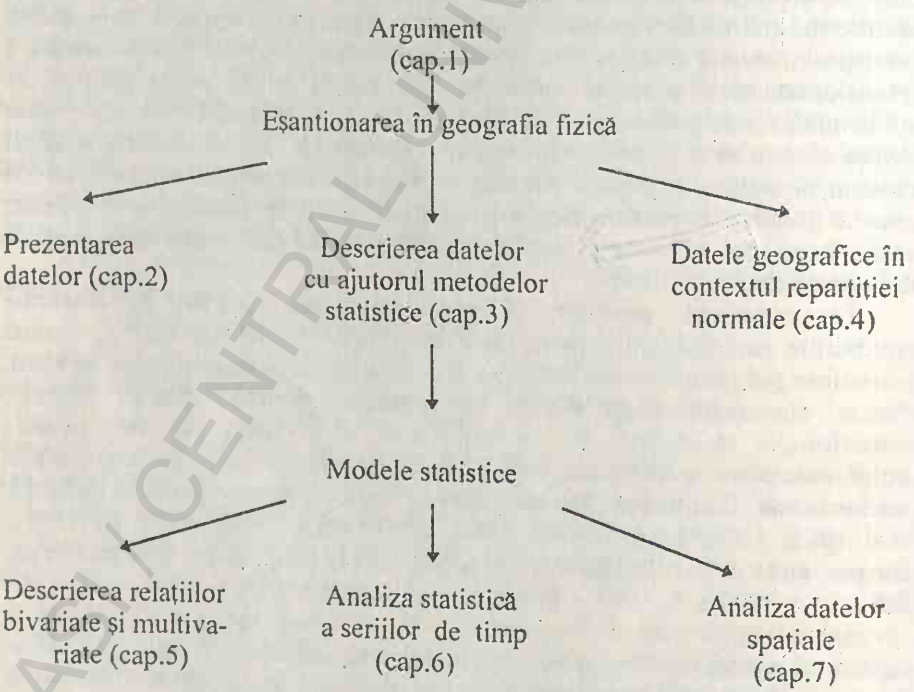
Iată o rațiune pentru care statistica matematică se dovedește a fi instrumentul care permite cercetătorului să-i fie accesibilă "lumea stochastică" de mare complexitate a sistemelor naturale. Pe lângă avantajele analizelor statistice, în carte sunt evidențiate, deopotrivă, excesul de metodă statistică și riscurile de a fi condus pe niste piste greșite când interpretarea și cunoașterea fenomenului studiat sunt insuficiente. De aceea, ne-am limitat la o prezentare a metodelor statistice standard într-o manieră simplă și cu multe aplicații la probleme tipice de geografie (și, în mod special, de geomorfologie). Nu este în intenția noastră de a elabora o lucrare comprehensivă, care să acopere întregul domeniu al statisticii, ci, mai degrabă, o prezentare selectivă a metodelor cu aplicație imediată la problemele de geografie. Pentru aprofundarea metodelor, trebuie făcut apel la lucrările clasice de statistică, din care multe sunt citate la bibliografia cărții.

De asemenea, precizăm că argumentul acestei cărți îl constituie contribuțiile personale prin prelucrarea unui mare volum de date de natură geomorfologică (morfometria bazinelor hidrografice, organizarea rețelei de râuri, efluența aluvionară și producția de aluviuni, faciesul albiilor minore, geomorfologia ravenelor), dar și hidrologică și climatologică (temperatura aerului, precipitații atmosferice, debite lichide ca serii de timp), iar interpretările și comentariile științifice au fost publicate în lucrări separate (Ichim și Rădoane, 1984, 1986, 1990; Ichim *et al.*, 1986, 1987, 1989, 1990, 1992 a,b, 1994; Rădoane, 1983 a, b, 1988; Rădoane și Ichim, 1985, 1987, 1991; Rădoane *et al.*, 1988 a, b, c; 1992 a, b; 1995 a, b; Rădoane și Rădoane, 1992).

Un alt argument de necontestat în sprijinul analizei cantitative în geografie îl reprezintă "explozia" tehnicii de calcul electronic, care a pătruns în cele mai neobișnuite domenii ale științei, dar și ale vieții cotidiene. De aceea, abordarea metodelor așa-zis tradiționale nu se mai justifică în prezent, când toate disciplinele, îndepărtate sau apropiate geografiei folosesc computerul în mod

obișnuit. S-a arătat, de exemplu, că "revoluția cantitativă", de care se vorbește în geografie pe plan internațional, s-a produs odată cu apariția celei de a treia generații de computere (1963, cf. Unwin și Dawson, 1985). Au fost introduse în universități, mai întâi în cele engleze și americane și au fost folosite de geografi pentru prelucrarea statistică preliminară, realizarea modelelor statistice, apoi pentru probleme mai complicate, cum ar fi aplicații ale modelelor deterministice și stochastice, cartare computerizată, realizarea de hărți numerice, s.a. (King, 1969; Huggett, 1985; Unwin și Dawson, 1985). În ultimii ani a căpătat o largă audiență în rândul geografilor programul GIS (*Geographic Information System*) care se bazează pe stocarea și prelucrarea de informații complete, de natură geografică (fizică și umană) pentru o regiune dată. Apariția și dezvoltarea sa a fost determinată de creșterea ritmului schimbărilor globale ale sistemelor naturale ale Pământului, a căror cunoaștere necesită baze de date și instrumente mult mai sofisticate decât până acum. Aplicațiile GIS realizate deja în cadrul Serviciului Geologic al SUA sunt o dovadă în acest sens.

Planul general al cărții este dat în următoarea structură:



Prima parte se ocupă de definirea naturii datelor geografice, modul cum putem să separăm un eșantion dintr-o populație finită sau infinită de date, prezentarea și descrierea preliminară a acestuia, o introducere în câteva concepte

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

fundamentale ale statisticii cu exemple și aplicații numeroase din domeniul geografiei fizice.

A doua parte a cărții se ocupă de eșantionarea observațiilor și măsurătorilor, de studiul relațiilor între variabilele geografice și modul cum pot fi cuantificate. Pentru aceasta s-au folosit, cu precădere, modelele statistice. Am avut în atenție descrierea relațiilor între două sau mai multe variabile (cap.5), analiza variațiilor în timp (cap.6) și în spațiu (cap.7), ultimile două aspecte fiind deosebit de comune geografului. Si de această dată s-au folosit exemplele și aplicațiile în dorința de a face mai accesibile metodele prezentate.

În încheierea acestor considerații, găsim oportun să-l citãm pe unul dintre cei mai strălucîți geografi ai timpului, englezul Richard J.Chorley, pe care Eiju Yatsu (1992) îl consideră un "exponent al mișcării iluministe în geografie" (pag. 101). Cuvintele cu care își încheie una din numeroasele lucrări din ciclul *Frontiers in Geographical Teaching* sunt următoarele:

"Metodele cantitative, bazate pe analiza statistică, fac dovada unui cadru de investigare standardizat, riguros, conservativ și obiectiv pentru multe dintre problemele științelor Pământului - deși cele cu caracter istorist sunt mai puțin susceptibile, în prezent, la un asemenea tratament. De aceea, aceste tehnici și analize sunt numai un accesoriu, și nu un înlocuitor, al etapei calitative inițiale în orice cercetare. Această etapă este în întregime un domeniu al exercițiului experienței, al intuiției controlate, al imaginației și creativității, în care metodele cantitative nu sunt de ajutor - deși ele pot fi folosite ulterior pentru a testa eficiența acestei abordări calitative. Metodele cantitative și analizele statistice sunt, în principal, instrumente, dar instrumente cu care se poate ascuți imaginația și, asemeni telescopului lui Galileo, care forțează această imaginație să lucreze pe planuri mai înalte decât a făcut-o înainte" (Chorley, 1965, pag. 160).

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Capitolul 2

EŞANTIONAREA ÎN CERCETAREA FIZICO - GEOGRAFICĂ

Dintr-un punct de vedere foarte larg, toate ştiinţele pot fi tratate ca având două faze esenţiale, empirică şi raţională (Rouse, 1938, cit. Strahler, 1958). Ştiinţa empirică, adesea definită ca "ştiinţă inductivă" în literatura geologică - geomorfologică, se află în legătură cu fenomenul cercetat prin formularea de explicaţii şi concluzii bazate pe observaţie şi experiment. Metoda empirică, pur calitativă, constă din receptarea direct prin intermediul simţurilor, a anumitor impresii despre structura geologică, tipul rocilor, tipul formelor de relief, intensitatea anumitor procese geomorfologice ş.a., înregistrarea acestei informaţii în cuvinte şi deducerea unor relaţii de cauză - efect sau plasarea lor într-un sistem de clasificare. Astfel, din experienţa senzorială rezultă o descriere şi o explicaţie verbală.

În ştiinţa empirică cantitativă, informaţia este adesea derivată din observaţie şi experiment, dar însuşirile obiectelor sau fenomenelor de studiu sunt descrise în termenii calităţilor dimensionale fundamentale, convenite în mod arbitrar pentru fiecare tip de măsurătoare. Dimensiunile fundamentale date în mecanica newtoniană şi în termodinamică sunt masa, lungimea, timpul şi temperatura. Toate proprietăţile care descriu forma sau morfologia pot fi reduse la dimensiuni ale lungimii. Toate proprietăţile cinematice, implicând viteze, acceleraţii sau periodicităţi se reduc la dimensiunea timpului, multe din ele în relaţie inversă cu lungimea. Toate proprietăţile dinamice, implicând masa în mişcare, pot fi reduse la câteva produsuri dintre masă, lungime sau timp. În concepţia lui Strahler (1958), analiza dimensională formează baza operaţională a ştiinţei empirice cantitative.

Faza raţională a ştiinţei, adesea asociată cu "ştiinţa deductivă" în literatura geologică - geomorfologică, constă din formularea de explicaţii şi legi generale prin intermediul unor raţionamente logice, ce derivă dintr-o serie de postulate iniţiale, valide în lumina unor observaţii şi experienţe precedente. O anumită cantitate de intuiţie sau perspicacitate este adesea implicată în procedurile

BCU "LUCIAN BLAGA" UNIVERSITY LIBRARY

raţionale.Când tratamentul raţional este cantitativ, se exprimă prin ecuaţii matematice de formă generală. Oricum, verificarea legilor raţionale şi stabilirea valorilor actuale ale constantelor este o funcţie a ştiinţei empirice. În consecinţă, Strahler (1952, 1958) arată că analiza dimensională în lumina ştiinţei empirice este de mare ajutor în formularea propoziţiilor matematice prin metoda raţională. În acest context, mult mai recent, autori cum sunt Walling (1983) sau Ibbeken şi Schleyer (1991) consideră investigaţia empirică singura capabilă să "ilumineze cutiile negre" care sunt procesele şi fenomenele complicate dintr-un bazin hidrografic.

2.1. Problema cuantificării în geografie

Cuantificarea în geografie presupune obţinerea unor date care descriu variaţia unui proces, dimensiunea unei forme, măsuri ale unor forţe aplicate ş.a., cât şi metodele de prelucrare a acestora. Problema obţinerii datelor nu este una simplă. Krumbein (1955) atrăgea atenţia că în colectarea datelor trebuie să existe o procedură clar definită, care are în vedere natura problemei, însuşirile cercetate, stadiul cunoaşterii, astfel încât să nu existe nici o confuzie asupra parametrilor care urmează a fi măsuraţi. În geomorfologie, de exemplu, există patru clase în care parametrii geomorfologici pot fi grupaţi, şi anume:

i) *forţa* sau *energia* pentru care dăm ca exemplu mărimi ale puterii râului, energiei valurilor, energiei picăturilor de ploaie, acţiunii îngheţ - dezgheţului, etc.

ii) *rezistenţa* rocilor, măsurată prin intermediul unghiului de frecare internă, capacităţii de infiltrare, coeficientului de erodabilitate ş.a.

iii) *timpul*, cuantificat în date absolute, marcând momentul producerii unui fenomen sau altul, ori prin date relative (sub forma ratelor de eroziune, de acumulare, etc.).

iv) *forma*, care include toată gama de măsuri ale formelor de relief (unghi de pantă, lungime, înălţime, etc.).

Adunarea tuturor informaţiilor pregătitoare şi măsurătoarea însăşi fac parte din aşa - numitul *proiect al experimentului* (Krumbein, 1955), care are următorii paşi:

Definiţiile operaţionale. În această etapă se definesc exact parametrii şi variabilele ce urmează a fi supuse măsurării în contextul unui sistem morfologic. Acesta din urmă reprezintă cea mai simplă structură naturală care există într - un infinit de mare număr şi de scări de mărime (Chorley şi Kennedy, 1971).

În general, nu este dificil să se identifice sistemele morfologice în "lumea reală"; problema este să se identifice limitele sistemului, proprietăţile lui fizice şi relaţiile între acestea. Un bazin hidrografic este, de departe, una din porţiunile cele mai bine organizate ale suprafeţei uscatului şi proprietăţile lui geometrice

GEO_OBIE-GEOGRAFIE
BCU "LUCIAN BLAGA" CLUJ-NAPOCA

sunt funcțional interrelate. Care pot fi aceste proprietăți ? Ichim *et al.* (1986) au identificat 24 de variabile morfometrice, iar Chorley și Kennedy (1971) au selectat 17 variabile, pe care le exemplificăm mai jos: 1) ordinul bazinului hidrografic (Ω); 2) perimetrul bazinului (P, km); 3) suprafața bazinului (Sb, km²); 4) înălțimea maximă($Hmax$, m); 5) înălțimea minimă ($Hmin$, m); 6) energia de relief ($E = Hmax - Hmin$, m); 7) energia relativă a bazinului ($R = 100 \times E/P \times 5280$); 8) circularitatea ($C$ = suprafața unui cerc cu același perimetru P); 9) lungimea totală a râurilor (Σlu, km); 10) lungimea totală a râurilor de ordinul u(lu, km); 11) densitatea de drenaj ($D = \Sigma lu/Sb$, km/km²); 12) numărul albiilor de râu de ordinul u(Nu); 13) numărul tuturor albiilor de râu (ΣNu); 14) frecvența râurilor ($F = \Sigma Nu/Sb$, număr/km²); 15) indice de fragmentare ($U = D \times Hmin/5280$); 16) raport de bifurcație ($Rb = N_u / N_{u+1}$); 17) integrala hipsometrică (Ih).

În mod asemănător pot fi cuantificate și alte secțiuni ale reliefului, ale depozitelor de suprafață, asociații de vegetații, etc.

Scara de măsurare. După definirea clară a variabilelor, urmează stabilirea scării de măsurare, care se exprimă în termenii a patru nivele:

i) *scara nominală* este cel mai simplu nivel, indicând prezența sau absența unui fenomen sau caracteristică. De exemplu, un versant evoluează pe roci calcaroase sau nu, o alunecare de teren este prezentă sau nu pe o unitate de versant, un oraș are mai mult de 1 milion de locuitori sau nu, etc. Date de bază în această scară nu pot fi decât 1 și 2, adică prezența sau absența unui parametru analizat;

ii) *scara ordinală* a măsurătorii este realizată când există destulă informație pentru a o plasa în ordine ierarhică. De exemplu, scara lui Mohr a durității mineralelor, scara bazinelor hidrografice după ordinul de mărime Strahler, ordonarea județelor după numărul de locuitori ș.a.

iii) *scara intervalului* desemnează o valoare numerică exactă, astfel că diferența între doi subiecți pe scară este cunoscută. De exemplu, temperaturile maxime zilnice au variat, în zile succesive, între 16 și 20°, atunci diferența este de 4°C, semnificând amplitudinea variațiilor zilnice.

iv) *scara raportului* facilitează obținerea unei cantități maxime de informație. Diferă de scara anterioară prin aceea că are un "zero absolut" față de care se calculează raporturile. De exemplu, distanțele pot fi măsurate de la nivelul mării care are valoarea 0, temperatura față de 0°C, ș.a. și pot fi calculate diferențe precise, astfel ca măsurătorile să rețină același raport. Din punctul de vedere al obținerii datelor geografice, scara raportului este cea mai potrivită.

Erorile de măsurare trebuie să fie luate în considerare ca o încercare conștientă de a le micșora prin reducerea "variației operatorului". De exemplu, se măsoară fenomene sau proprietăți identice prin același "operator" sau prin "operatori" diferiți și erorile de măsurare devin evidente. Multe erori pot fi

BCU "LUCIAN BLAGA" CLUJ-NAPOCA LIBRARY

eliminate printr-o definire corectă a "proiectului experimentului" şi a definiţiei operaţionale.

În ciuda progreselor în domeniul tehnicilor de măsurare, în geografia fizică există încă surse importante de erori care sunt clasificate astfel:

-erori de eşantionare,

-erori introduse de operator,

-erori ale instrumentului,

-erori create de condiţiile de mediu în care se realizează măsurătoarea,

-natura fenomenului observat - erori datorate metodei de măsurare ce influenţează rezultatele (de exemplu, măsurarea creep-ului de sol). Problema este că toatre aceste erori se cumulează şi pot afecta serios cunoaşterea noastră asupra fenomenului studiat. Această situaţie poate fi depăşită şi prin creşterea dimensiunii eşantionului la valorile sale optime (paragraful 4.6).

Eşantionarea propriu-zisă reprezintă ultimul pas şi cel mai important, care ţine seama de toate pregătirile făcute până acum. Un exemplu de eşantionare a faciesului albiilor minore va fi dat în capitolul de aplicaţii.

2.2. Populaţii şi eşantioane

În situaţiile când mulţimea de elemente sau fenomene ale lumii reale este formată dintr-un N foarte mare, uneori chiar infinit, cunoaşterea structurilor şi relaţiilor în sistemul respectiv nu se mai poate realiza pe baza studierii fiecărui element sau fenomen ce îl compun. Statistica pune la dispoziţie metode pe baza cărora să se obţină rezultate rezonabile asupra sistemului prin cercetarea doar a unei selecţii (eşantion) din mulţimea de elemente. Dacă gradul de precizie al cercetării selective este suficient de înalt, atunci concluziile obţinute pot fi extrapolate la întreaga populaţie de subiecţi.

În domeniul sistemelor naturale, unde complexitatea şi extinderea relaţiilor forme - procese este extrem de mare, cercetarea pe bază de eşantion reprezintă, uneori, singura posibilitate de investigare. De exemplu, este evident că nu vom putea analiza până la detalii toate particulele din albia unui râu sau dintr-o plajă ori o dună; nici toate unităţile de sol dintr-un areal; nici toţi versanţii dintr-un bazin hidrografic şi nici toate bazinele hidrografice dintr-un areal geografic mai mare şi aşa mai departe. Extrapolarea informaţiei obţinute cu ajutorul cercetării selective (pe bază de eşantion) asupra întregii populaţii de valori nu poate fi realizată cu certitudine. Dar se caută anumite limite în interiorul cărora se poate afirma (cu o anumită probabilitate) că se află mărimea reală a parametrului necunoscut. Limitele respective definesc *intervalul de încredere* pentru parametrul necunoscut.

Extragerea eşantioanelor dintr-o populaţie este de mai multe tipuri, şi anume (Snedecor, 1968):

BCU CLUJ / KUNWALD LIBRARY

i) randomizată simplă,
ii) stratificată,
iii) sistematică.

Eşantionarea randomizată simplă este o metodă în care membrii probei sunt extraşi independent cu probabilităţi egale. De regulă, se foloseşte un tabel cu numere aleatoare pentru a respecta independenţa membrilor probei. Această metodă se recomandă în cazurile în care cunoaştem că populaţia cercetată nu are o variabilitate mare. De exemplu, extragerea a 10 bazine hidrografice de ordinul III dintr-un număr de 300 de bazine de acelaşi ordin, situate în aceleaşi condiţii de rocă, climă şi utilizare a terenurilor. În acest caz avem cunoştinţe despre relativa omogenitate a populaţiei cercetate.

Eşantionarea stratificată presupune o împărţire a populaţiei analizate pe straturi şi extragerea independentă de probe din fiecare strat. De exemplu, populaţia de bazine de ordinul III este împărţită în straturi date de o anumită litologie sau o anumită utilizare a terenurilor şi din fiecare strat se extrage câte o probă. Este un tip de eşantionare mult mai precisă, deşi mai laborioasă.

Eşantionarea sistematică presupune ca, dintr-o mulţime de indivizi, să se extragă câte unul la un anumit interval regulat. De exemplu, dacă avem 300 bazine hidrografice de ordinul III se extrag 10 la un interval de 30. Această metodă de eşantionare distribuie selecţia în mod uniform peste populaţia cercetată, dar nu dă rezultate bune pentru o populaţie în care există o periodicitate a variaţiei (fenomen distinct pentru datele temporale).

Este limpede, aşadar, că cercetarea pe bază de eşantion implică un mare risc. De aceea, problema care necesită cea mai mare atenţie este cea legată de gradul de *reprezentativitate* a eşantionului. Cerinţele care trebuie îndeplinite pentru ca eşantionul să fie reprezentativ pentru întreaga populaţie de valori sunt cuprinse, pe scurt, în următoarele alineate:

i) populaţia iniţială din care urmează să se formeze eşantionul să fie cât mai omogenă;

ii) unităţile ce formează eşantionul să fie extrase la întâmplare;

iii) eşantionul odată stabilit să fie suficient de mare pentru ca în el să poată apărea trăsăturile populaţiei iniţiale;

iv) unităţile extrase să fie independente între ele.

Proprietăţile măsurabile ale sistemelor morfologice furnizează datele care sunt supuse prelucrărilor statistice. Proprietăţile se pot constitui într-o mulţime de elemente cu aceleaşi trăsături şi, astfel, obţinem o *populaţie* sau o *colectivitate* - noţiune fundamentală în statistică. Populaţia este mulţimea de elemente, indivizi, obiecte, fenomene cu însuşiri comune. În domeniul nostru, vom considera populaţia de pietrişuri dintr-o albie de râu sau dintr-o terasă fluvială, populaţia râurilor de ordinul I dintr-un bazin hidrografic, populaţia profilelor de versant dezvoltate pe o anumită litologie, etc.

BCU "LUCIAN BLAGA" CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Natura datelor geografice poate fi generalizată într-o matrice tridimensională, idealizată în fig. 2.1. Laturile cubului semnifică: 1) fenomenul geografic, 2) locul unde se manifestă şi 3) variaţia în timp a fenomenului respectiv. Fiecare rând de pe faţa cubului reprezintă observaţii asupra fenomenului, fiecare coloană reprezintă zonele unde se manifestă fenomenul, iar "feliile" din cub reprezintă variaţiile în timp.

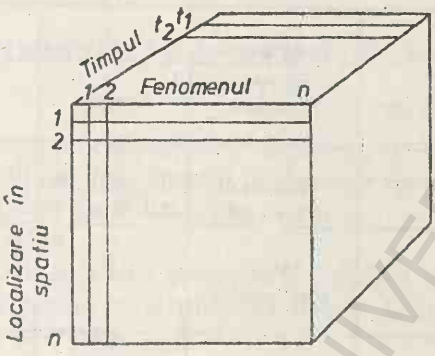


Fig. 2.1. Natura datelor geografice (Jonston, 1986)

Tabel 2.1. Exemplu de valori pe care le poate lua variabila ca proprietate măsurabilă a sistemului morfologic fluvial al râului Trotuş.

Număr de observaţii (*n*)	Numele variabilei: Rata de migrare a albiei (*Rm*, m/an)	Număr de observaţii (*n*)	Numele variabilei : Rata de migrare a albiei (*Rm*, m/an)
1	0.46	15	0.39
2	1.91	16	4.60
3	4.08	17	8.68
4	2.24	18	5.07
5	0.66	19	2.33
6	2.83	20	11.94
7	4.01	21	8.12
8	2.10	22	15.00
9	0.98	23	31.77
10	0.85	24	12.45
11	1.25	25	25.09
12	1.38	26	7.17
13	2.24	27	13.36
14	3.95		

BCU IAŞI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Intersecția celor trei elemente detașează o "celulă" care acumulează informația completă asupra a ceea ce dorim să analizăm și fiecare geograf poate asambla o asemenea matrice de date după scopul urmărit. Dacă perioada de timp este foarte scurtă ori nu face obiectul studiului, dimensiunea reprezentând timpul poate fi înlocuită cu una din proprietățile ce descriu fenomenul studiat.

Tabel 2.2. Parametrii și estimatorii cei mai uzuali (Silk, 1979).

Parametrul		Estimatorul		
Descriere	Simbol	Descriere	Simbol	Formula
Număr de observatii sau măsuratori	N	Număr de observații	n	-
Media populației (măsurători pe scara intervalului sau a raportului)	μ	Media eșantionului	$\overline{X}$	$\frac{1}{n}\sum X_i$
Proporția populației (măsurători pe scara nominală)	Π	Proporția eșantionului	p	$\frac{m}{n}$ *
Varianța populației	s^2	Varianța eșantionului	σ^2	$\frac{1}{n-1}\sum (X_i - \overline{X})^2$
Deviația standard a populației	s	Deviația standard a eșantionului	σ	$\sqrt{\frac{1}{n-1}\sum (X_i - \overline{X})^2}$

*) m - numărul de masurători care se cuprind într-o clasă

Variabilele se notează cu *simbolul X*. Ele pot fi supuse *măsurătorii*, termen care se referă atât la activitatea (sau procesul) de măsurare, cât și la rezultatul (sau produsul) acelui proces. Măsurătorile asupra variabilelor, de regulă, sunt discrete, adică sunt formate din unități ale numerelor întregi (inclusiv zero).

O valoare anume a variabilei poartă denumirea de *observație* si este reprezentată prin simbolul X_i ($X_{\text{subscript i}}$). Dacă numărul total de elemente în eșantion este *n*, atunci *i* variază de la 1 la *n*. O astfel de variabilă este, de exemplu, rata de migrare laterală a unui râu, în cazul exemplificat, a albiei râului Trotuș (tabel 2.1), între confluența cu râul Tazlău și vărsarea în râul Siret (lungimea totală 47 km), măsurată în 27 de secțiuni transversale (număr de observații).

Trăsăturile comune tuturor elementelor sau indivizilor unei populații se numesc caracteristici. Acestea pot fi cantitative (și se numesc *variabile* sau *parametri*) sau calitative (și se numesc *atribute*). Măsurătorile care definesc

eșantionul se numesc *statistici* sau *estimate*, iar formula folosită pentru a calcula valoarea statisticii sau estimatei se numește *estimator*. De exemplu, formula pentru a calcula media eșantionului este un estimator care produce o estimată a mediei populației. Parametrii sunt notați, de obicei, cu simboluri grecești; estimatorii sunt notați, de regulă, cu litere mici. Exemple de cei mai frecvenți parametri (care descriu populația) și estimatori (care descriu eșantionul) sunt date în tabelul 2.2.

2.3. Prezentarea datelor obținute din măsurători și observații

După realizarea eșantionării, prin procedee de laborator sau direct în teren, datele obținute sunt supuse unor operații preliminare care constau în:

- prezentare în tabele centralizatoare
- reprezentare grafică.

Funcția tabelelor statistice și a reprezentărilor grafice este de a oferi primele informații privind caracterul populațiilor studiate și determină pașii care trebuie urmați în prelucrările ulterioare.

2.3.1. Prezentarea în tabele centralizatoare

Pentru această operație se utilizează cel mai adesea *tabelul statistic simplu* în care se realizează o grupare a observațiilor asupra unei singure variabile pentru un mare număr de date sau observații pentru mai multe variabile. Se împarte intervalul de variație a observațiilor într-un număr de *clase* și se notează *numărul de observații* care sunt cuprinse în fiecare clasă. Tabelul statistic stă la baza obținerii tabelului frecvențelor, asupra căruia vom reveni.

2.3.2. Reprezentarea grafică

Concomitent cu alte prelucrări, datele cuprinse în tabelul statistic se recomandă a fi transpuse în grafic. Acesta reprezintă un mijloc deosebit de avantajos de investigare, mai ales pentru cercetătorul din domeniul științelor geografice, familiarizat cu imaginile în spațiu ale fenomenelor studiate. Reprezentările grafice oferă o viziune sintetică asupra subiectului cercetat, permit o serie de comparații între fenomene, scot în evidență structuri, relații, tendințe și, deseori, pot conduce la descoperirea de anomalii, erori, omisiuni în datele originale. Unele grafice îndeplinesc și funcții de calcul statistic; cu ajutorul lor se determină mai simplu anumite valori statistice, pentru care nu se cere o precizie prea mare (Iosifescu *et al.*, 1985).

BCU CLUJ - CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Prima problemă în legătură cu reprezentările grafice este tipul de coordonate care se utilizează. Se disting două tipuri principale (fig.2.2):

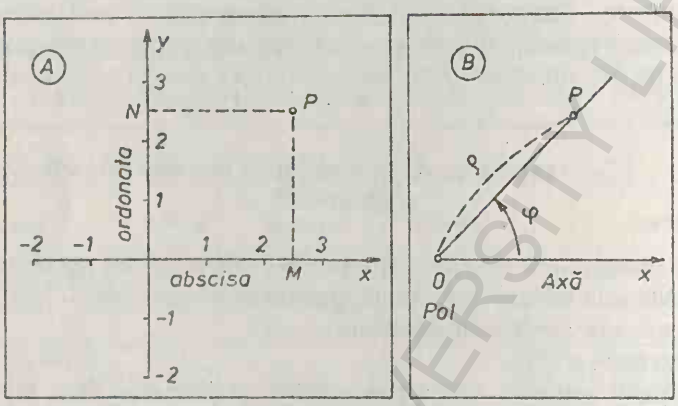


Fig.2.2. Reprezentarea grafică a unui punct *P* în coodonate rectangulare (A) si polare (B).

-coordonate rectangulare (ortogonale sau carteziene),
-coordonate polare.

În *coordonate rectangulare*, poziția unui punct *P* oarecare din plan se determină în raport cu *punctul de intersecție* al dreptelor sau *originea, O*. Cele două drepte se numesc astfel: axa *X*-ilor sau *abscisa* (dreapta orizontală) și axa *Y*-ilor sau *ordonata* (dreapta verticală). În cazul ilustrat (fig.2.2 A), distanța *OM* pe axa *X* - ilor este abscisa punctului *P*, iar distanța *ON* pe axa *Y* - ilor este ordonata sa; împreună, cele două distanțe constituie *coordonatele* punctului *P*. În coordonate polare, reprezentările grafice se raportează la o axă *X* și un pol *O* situat pe axa *X*. Poziția unui punct *P* din plan este determinată dacă se cunosc: distanța $\rho = OP$ de la pol la punctul considerat și unghiul ϕ pe care îl face axa polară cu semidreapta *OP*, socotiți în sens pozitiv (fig.2.2.B). Numerele ρ și ϕ se numesc *coordonate polare* ale punctului *P*, ρ = *raza vectoare* a punctului *P*, iar ϕ = *unghiul polar* și poate lua valori între 0 și 2π. Pentru ca punctul *P* (x_i, y_i) să poată fi localizat în plan este necesar ca axele *OX* și *OY* să fie gradate după o anumită scară.

Scările grafice cele mai utilizate în reprezentările grafice sunt: 1)scara aritmetică; 2)scara logaritmică; 3)scara probabilistică.

Scara aritmetică se caracterizează prin uniformitatea intervalelor care împart axele și care corespund unei unități de lungime. Din acest motiv, scara aritmetică mai este denumită *scară uniformă* sau *liniară*. Pentru ilustrare de

BCU "LUCIAN BLAGA" UNIVERSITY LIBRARY

reprezentări grafice în scară aritmetică am folosit studiul clasic al lui Hack (1957) privind forma profilelor longitudinale. În fig 2.3.A se prezintă modul cum au fost realizate măsurătorile pentru fiecare punct ales al râului în profil longitudinal: se măsoară lungimea de la obârşie (L), considerat punctul de origine, şi înălţimea, H, faţă de acelaşi punct de origine.

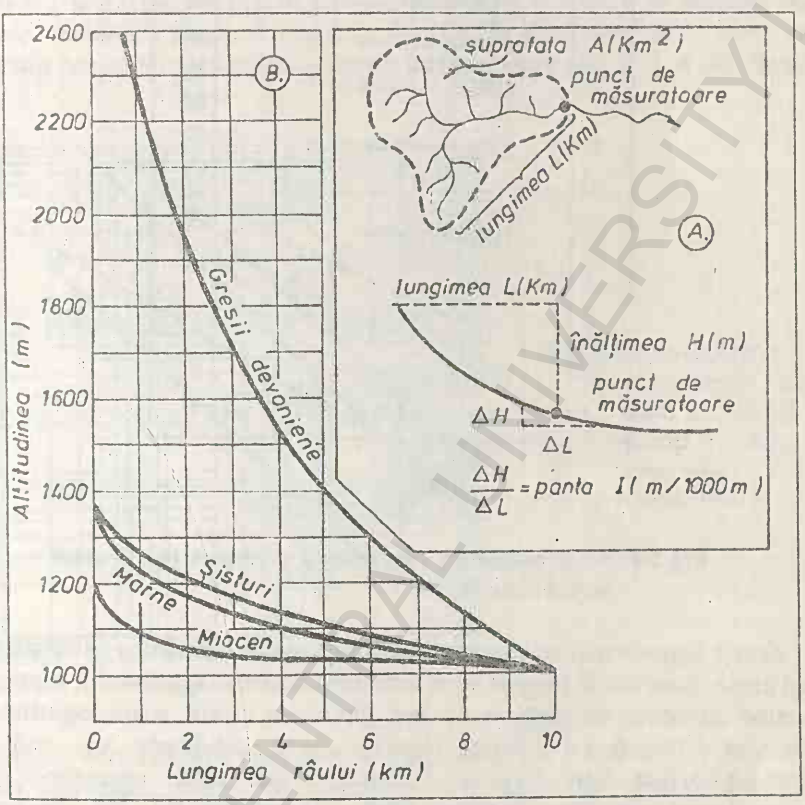


Fig.2.3.A. Ilustrarea modului de măsurare în plan şi în profil longitudinal al unui râu ipotetic. **B.** Reprezentarea profilelor longitudinale în scară aritmetică ca relaţie între lungimea şi înălţimea râului (Hack, 1957)

Reprezentarea în scară aritmetică prezintă forma profilului longitudinal apropiat de forma reală. În cazul exemplificat (fig. 2.3.B), se scoate în evidenţă gradul de concavitate a profilului longitudinal, variaţia acestei caracteristici în situaţia când substratul geologic este alcătuit din roci cu rezistenţă diferită la eroziune.

BCU CLUJ CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

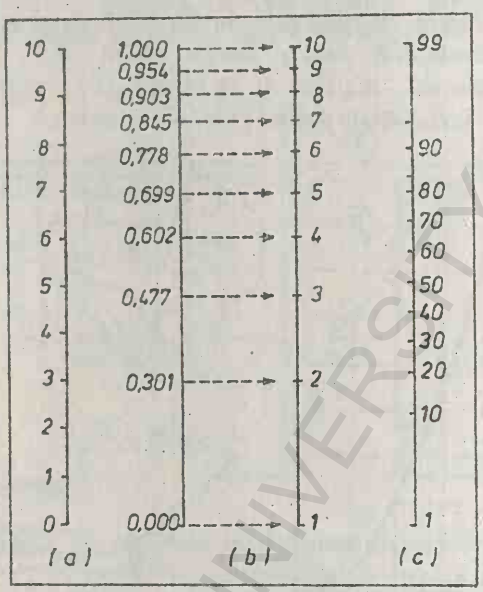


Fig.2.4. Scară aritmetică (a), scară logaritmică (b) și scară probabilistică (c).

Scara logaritmică se caracterizează prin neuniformitatea intervalelor care împart axele. Intervalele inegale sunt date de utilizarea logaritmului numerelor ce corespund unităților de lungime pe axe. Din acest motiv, scara logaritmică este *neuniformă* sau *neliniară*. Scara logaritmică se stabilește mai întâi pentru numerele cuprinse între 1 și 10. Transformarea scării aritmetice în scară logaritmică este mai bine înțeleasă dacă se urmărește fig. 2.4. Se consideră unitatea de lungime funcție de care se înscriu diviziunile de la 1 la 10 (fig.2.4 a). Se caută în tabela de logaritmi (sau se utilizează un calculator de birou) logaritmii în baza 10 ai numerelor 2, 3, 4, 5...10 (0 nu are logaritmi, iar $log_{10} 1 = 0$) . Pe o dreaptă se trec valorile logaritmilor, utilizând aproximativ unitățile de lungime de pe scara aritmetică. De exemplu, 0,301 (care este logaritmul zecimal al numărului 2) se trasează aproximativ în dreptul valorii lui 3 pe scara aritmetică; 0,477 (logaritmul zecimal al numărului 3) se trasează în dreptul valorii de 4,77; 0,602 corespunde lui 6 pe scara aritmetică și așa mai departe (fig. 2.4.b). Aceste puncte determină diviziunile logaritmului numerelor de la 1 la 10 (fig. 2.4.b). Fiecare subdiviziune, la rândul ei, poate fi gradată după același

BCU CLUJ-NAPOCA BABEȘ-BOLYAI UNIVERSITY LIBRARY

principiu; de exemplu, intervalul de la 1 la 2 va putea fi împărţit în 10 segmente numerotate 1,1; 1,2; 1,3... sau intervalul de la 2 la 3, în 10 segmente numerotate 2,1; 2,2; 2,3... etc. Subdiviziunile se extind atât cât se doreşte şi atât cât ele rămân uşor de descifrat. Odată stabilită gradarea de la 1 la 10, aceasta se poate extinde de la 10 la 100, de la 100 la 1000 etc. sau, în partea inferioară, de la 1 la 0,1, de la 0,1 la 0,01 şi aşa mai departe. Gradarea de la 1 la 10 se numeşte *modul logaritmic*, deoarece poate fi translată funcţie de datele pe care dorim să le reprezentăm pe scară logaritmică. Aceasta include, după caz, 2, 3, 4 etc. module.

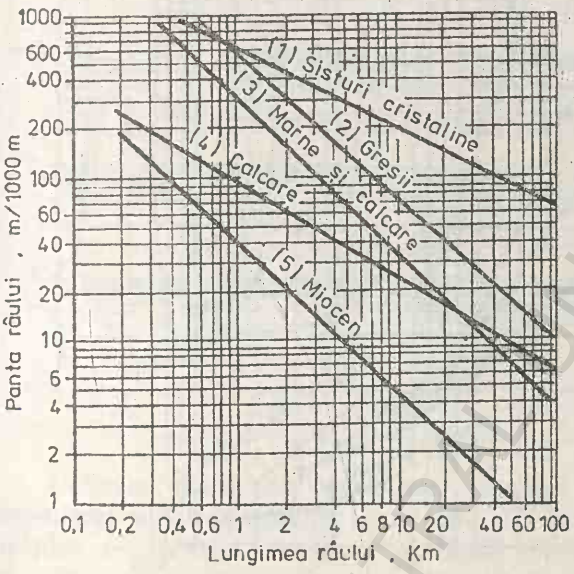


Fig.2.5. Reprezentarea în scară dublu logaritmică a relaţiei între panta râului şi lungimea râului (Hack,1957)

Scara probabilistică (fig. 2.4.c) are o construcţie specială, conform legii repartiţiei normale. Are o utilizare mai restrânsă, în special, în testarea normalităţii datelor. Frecvenţa de 50 % constituie centrul de simetrie al scării. Intervalul de mijloc al scării (cuprins între 30% şi 70%) este mult mai mic decât intervalele de la periferia scării (mai puţin de 10% şi mai mult de 90%).

Rezultatul reprezentărilor grafice sunt diagramele. Cele mai simple sunt diagramele care folosesc scara aritmetică de gradare a coordonatelor (exemplul din fig. 2.3 b). Alte tipuri de diagrame cu diferite grade de complexitate sunt: logaritmice, semilogaritmice, histograma, diagrama frecvenţelor cumulate, diagrama polară, diagrama triangulară, care vor fi prezentate în cele ce urmează.

Diagramele logaritmice se pot construi pe hârtie milimetrică obişnuită sau pe hârtie logaritmică specială. Caracteristica lor este că atât abscisa cât şi ordonata sunt gradate, utilizând scara logaritmică. Pentru exemplificare,

BCU CLUJ / BABEŞ-BOLYAI UNIVERSITY LIBRARY

prezentăm diagrama pantei funcție de lungime pentru mai multe râuri, preluată din același studiu al lui Hack (1957) (fig. 2.5).

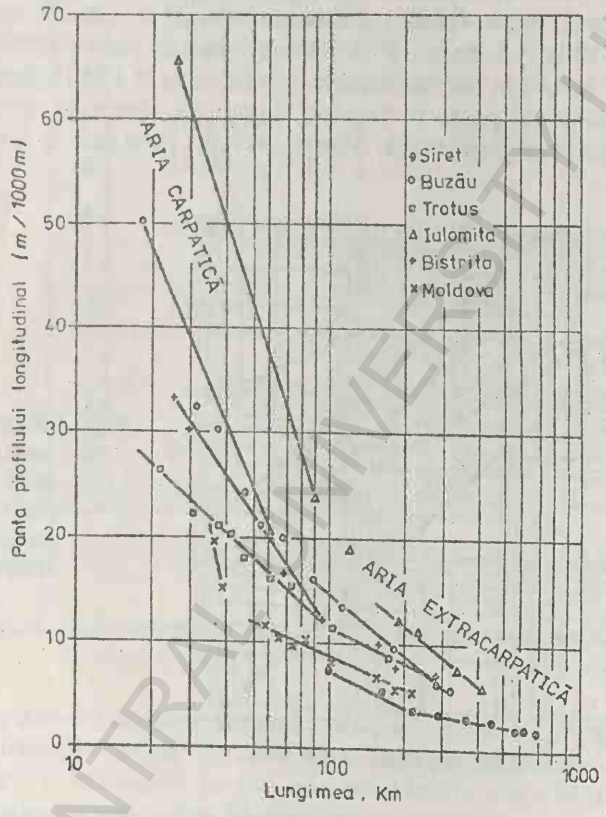


Fig.2.6. Reprezentarea pe scară semilogaritmică a relației între panta profilului longitudinal și lungimea râului pentru unele râuri din România.

Avantajul unor asemenea reprezentări, cel puțin pentru profilele longitudinale, constă în posibilitatea mai mare de comparație a pantei lor când se analizează un număr mare de cazuri. Dacă s-ar fi reprezentat în scară aritmetică, comparația ar fi vizat, în principal, curbura profilelor longitudinale și mai puțin poziția lor față de un al treilea factor de control (de exemplu, litologia).

Diagrama semilogaritmică prezintă doar una din axe, cu intervale neuniforme, deci logaritmică, cealaltă axă fiind în scară aritmetică. Aplicată din nou la studiul profilelor longitudinale, reprezentarea în scară semilogaritmică scoate în evidență ruperile de profil, discontinuitățile de contact litologic ca în

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

exemplul din fig. 2.6. Diagramele semilogaritmice sunt deseori folosite pentru reprezentarea unor serii de timp (historiograme). În acest caz, abscisa este gradată cu intervale uniforme pentru unităţile de timp, iar ordonata cu intervale neuniforme pentru valorile pe care le înregistrează un fenomen cu mari variaţii în timp. Un asemenea fenomen este debitul lichid sau debitul de aluviuni (fig.2.7) al râurilor.

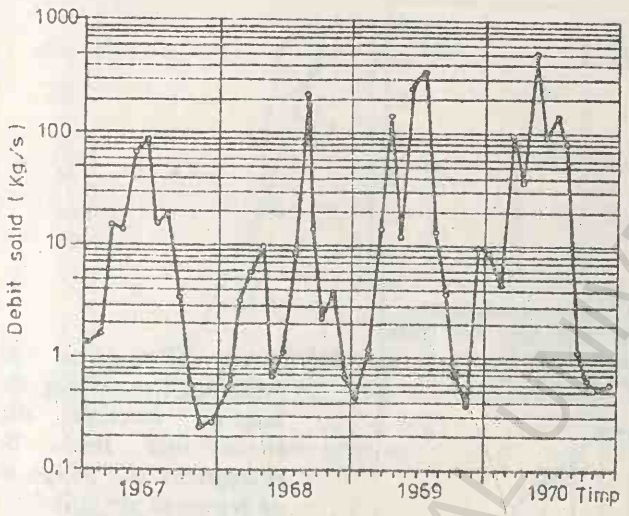


Fig.2.7. Variaţia debitului solid al râului Trotuş la postul hidrometric Vrânceni

Utilizarea scării semilogaritmice, în cazuri de acest fel, face expresivă comportarea seriei ca tendinţă şi oscilaţie şi înlesneşte alegerea modelelor şi funcţiilor de ajustare a variaţiei. Nu toate seriile de timp se reprezintă pe diagramă semilogaritmică. Foarte multe pot fi redate în diagrama aritmetică. Distincţia se poate face analizând şirurile de valori X şi Y. . Dacă X creşte în progresie aritmetică şi Y în progresie geometrică, atunci se utilizează diagrama semilogaritmică. Dacă X şi Y cresc în progresie aritmetică, atunci se utilizează pentru ambele variabile scara aritmetică.

Histograma este diagrama prin care se reprezintă repartiţiile de frecvenţe în felul următor: pe axa absciselor se trec valorile variabilei care delimitează clasele, iar pe axa ordonatelor valorile frecvenţelor de clasă. Punctele ce reprezintă limitele fiecărui interval de clasă se unesc prin linii orizontale. Suprafaţa închisă în limitele dreptunghiurilor este proporţională cu suma frecvenţelor. Unind vârfurile tuturor coloanelor se poate obţine un poligon al frecvenţelor. În fig 2.8 A se prezintă histograma pentru lungimea ravenelor dezvoltate în aria bazinului Jijia - Bahlui (conform calculelor din tabelul 3.1). Aceasta este o histogramă cu asimetrie de dreapta. Histogramele pot fi simetrice cu boltire redusă (fig.2.8.B 1) sau cu boltire accentuată (fig.2.8.B 2). În cazul

exemplificat de noi, aceeași variabilă (altitudinea medie a reliefului pe 1 km ^{2}) prezintă repartiții de frecvență diferite, date de substratul geologic dominant: pentru gresia de Tarcău, rocă cu rezistență mare la eroziune, relieful dezvoltat are înălțimi care se grupează în jurul valorilor de 1100 - 1200 m, în timp ce pentru molasa neogenă cu rezistență mică la eroziune, relieful este mai sters, existând o aglomerare a altitudinilor în jurul valorii de 550 m.

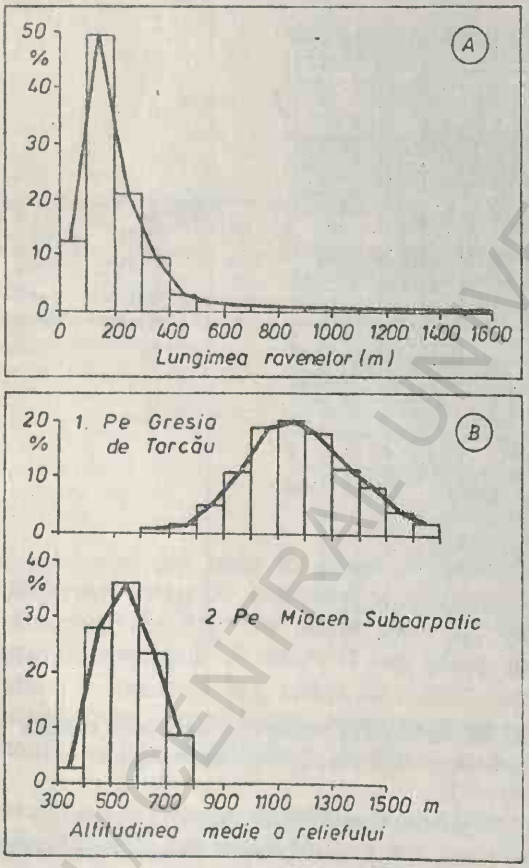


Fig.2.8.A. Histograma și poligonul frecvențelor ale lungimii ravenelor din bazinul Jijia - Bahlui. B. Histograma și poligonul de frecvență ale altitudinii medie a reliefului din bazinul râului Putna (Vrancea)

Dacă reprezentarea grafică este corectă, aria totală a histogramei este egală cu 1,00. Deoarece curba continuă a poligonului lasă în afara ei unele părți ale ariei dreptunghiurilor, dar înglobează părți care nu sunt ale ariei dreptunghiurilor, rezultă că aria poligonului frecvențelor este aproximativ egală cu aria histogramei din care a fost constituit.

BCU IASI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Diagrama frecvenţelor cumulate se obţine prin însumarea valorilor frecvenţei relative, rezultând o linie continuă între 0 şi 100%. Curbe cumulative familiare geografului sunt: curbele granulometrice, integrala hipsometrică ori curba hipsometrică. De exemplu, curba granulometrică (fig. 2.9.A) se poate reda sub forma curbei de frecvenţă (1), a curbei cumulative (2) şi a curbei probabilistice (3).

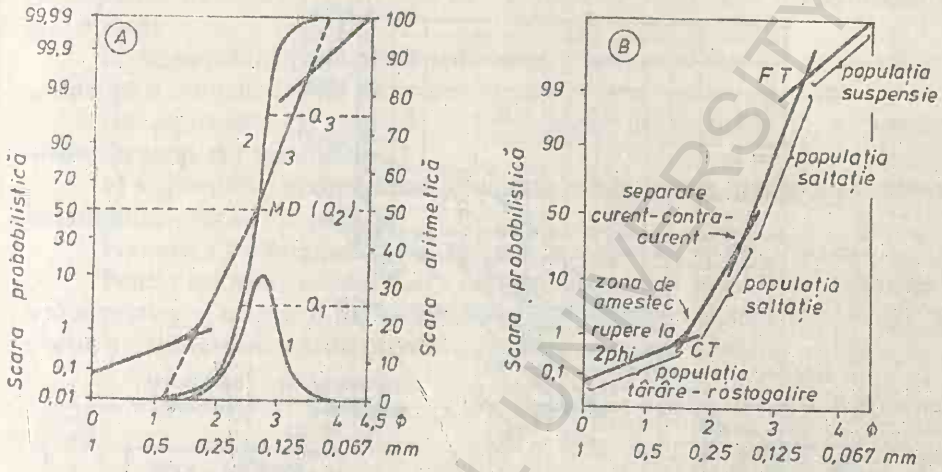
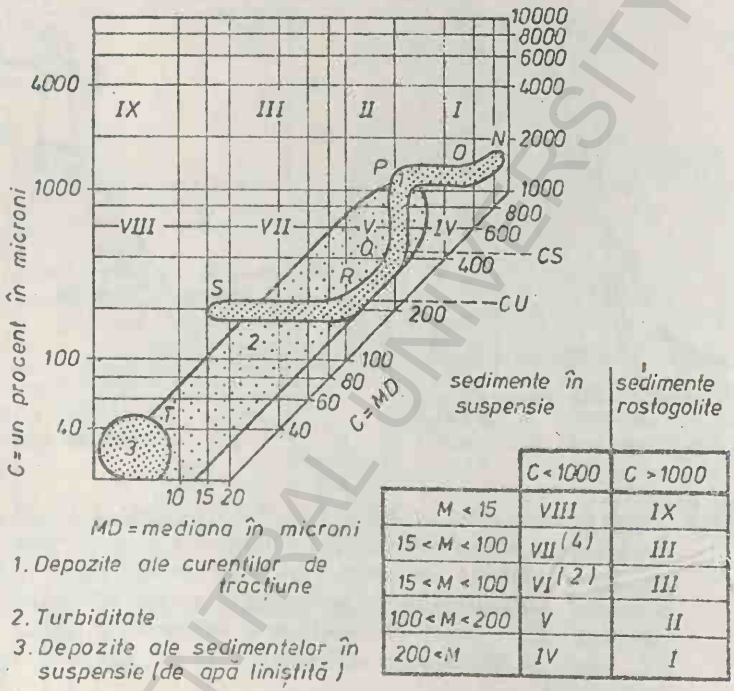


Fig.2.9.A. Tipuri de curbe granulometrice: 1. Curba frecvenţei; 2. Curba cumulativă; 3. Curba probabilistică. Curbele 1 şi 2 reprezentate pe scară aritmetică iar curba 3 pe scară probabilistică. B. Separarea subpopulaţiilor de sedimente în relaţie cu modul transport. *CT* - punct de trunchiere a sedimentului grosier *FT* - punct de trunchiere a sedimentului fin (cf. Reineck şi Singh,1975).

Curba granulometrică cumulativă se utilizează pentru citirea, cu suficientă acurateţe, a valorilor critice ale unor diametre (de exemplu, diametre cu procente de 1%, 25%, 50% ş.a.), care servesc pentru calcularea unor parametri statistici (Reineck şi Singh, 1975; Anastasiu şi Jipa, 1983). Curba granulometrică probabilistică se utilizează pentru definirea structurii interne a distribuţiilor (fig.2.9.B).

În cursul transportului se pot separa trei populaţii majore: a)granule transportate prin *târâre, rostogolire*; b)granule transportate prin *saltaţie* şi c)granule transportate prin *suspensie*. O distribuţie granulometrică poate include toate cele trei tipuri de populaţii sau poate conţine numai una sau două populaţii. Participarea procentuală a unei populaţii indică importanţa procesului respectiv

în constituirea distribuției și determină forma curbei cumulative. Un tip special de diagramă granulometrică este *diagrama Passega* (1957) propusă pentru separarea mediilor depoziționale pe baza dimensiunii sedimentelor. Pe scară dublu logaritmică se reprezintă, pe abscisă, diametrul median (*MD*, în microni) și pe ordonată, diametrul corespunzător procentului de 1% pe curba granulometrică (*C*, în microni) (cf. fig. 2.10).



	sedimente în suspensie	sedimente rostogolite
	C < 1000	C > 1000
M < 15	VIII	IX
15 < M < 100	VII (4)	III
15 < M < 100	VI (2)	III
100 < M < 200	V	II
200 < M	IV	I

Fig. 2.10. Diagrama *C/M* (Passega) a sedimentelor și semnificația lor în interpretarea mecanismului de transport. *CS* - dimensiunea maximă a granulelor transportate ca suspensii gradate; *CU* - dimensiunea maximă a granulelor transportate ca suspensii uniforme. Segmentele I, II, III, IX . includ $C > 1$ mm (sedimente în principal târâte); segmentele IV, V, VI,VII includ $C < 1$ mm (sediment în principal în suspensie)(Reineck și Singh, 1975)

Linia $C = MD$ unește valorile egale ale diametrului de 1% (*C*) cu diametrul median (de 50%) pe curba granulometrică cumulativă. Poziția punctelor pe diagrama *C/MD* depinde de modul de transport și depunere al

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

sedimentelor. Un model complet *C/MD* poate fi divizat în următoarele segmente, fiecare dovedind informații despre condițiile hidrodinamice în care sedimentul a fost depozitat (cf. Passega, 1957, 1964) :

i) segmentul *OR* reprezintă depozite datorate unor *suspensii gradate*, în cadrul cărora granulele în suspensie sunt mai grosiere spre fund și devin din ce în ce mai fine spre partea superioară. Se mai numesc și depozite de saltație;

ii) segmentul *RS* reprezintă zona unde se includ sedimentele transportate ca *suspensii uniforme* (în coloana lor verticală nu apar variații importante ale granulației)

iii) segmentul *PQ* grupează sedimentele transportate în *suspensie* cărora li se adaugă o cantitate redusă de granule deplasate prin *târâre pe fund*;

iv) segmentul *OP* reprezintă un amestec de particule *în suspensie* și *târâte*, în proporții variabile;

v) segmentul *NO* grupează sedimentele bine rulate, transportate aproape în întregime prin *târâre pe fund*;

vi) zona *T* caracterizează sedimentele în suspensie de tip pelagic.

Pentru folosirea acestei diagrame recomandăm și consultarea tratatelor de sedimentologie, cum ar fi Reineck și Singh (1975), Anastasiu și Jipa (1983), care conțin numeroase observații privind interpretarea rezultatelor.

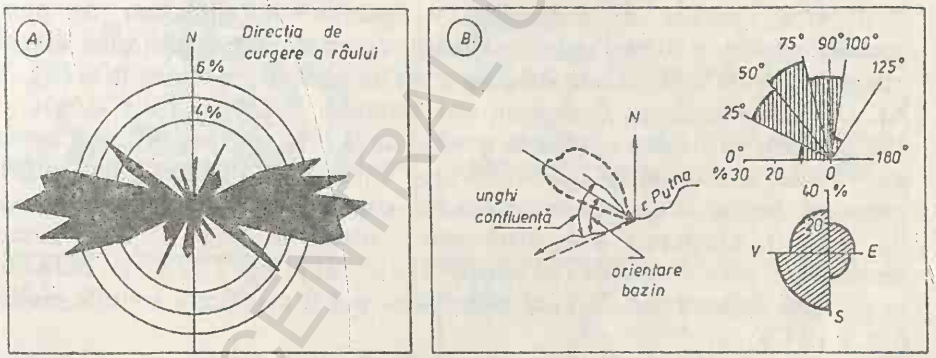


Fig. 2.11. A. Orientarea pietrișurilor de cuarț în albia râului Piave (Dal Cin, 1967). B. Orientarea rețelei hidrografice de ordinul III în bazinul hidrografic Putna, amonte de Valea Sării.

Diagrama polară este construită în coordonate polare și se întrebuințează pentru: reprezentarea fenomenelor care variază funcție de punctele cardinale (de exemplu, roza vânturilor, expoziția versanților cu anumite procese geomorfologice sau de vegetație); pentru reprezentarea orientării funcție de 0° al cercului împărțit în 360° în sensul acelor de ceasornic (de exemplu, orientarea

BCU IASI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

pietrișurilor într-un depozit sedimentar, orientarea rețelei de râuri într-un bazin hidrografic, distribuția frecvenței direcțiilor de paleocurenți ș.a.). Unele exemple sunt date în fig. 2.11 A și B. Aceste diagrame se mai numesc și *diagrame rozetă.*

Cazuri particulare de diagrame polare sunt *diagramele stereografice* construite prin proiecție sferică și stereografică și care permit reprezentarea simultană a două variabile (de exemplu, direcția și înclinarea galeților într-un depozit fluvial sau a stratelor geologice). Rețeaua de proiecție - denumită Schmidt - oferă posibilitatea redării simultane a unui mare număr de măsurători (de ordinul sutelor) și permite efectuarea unor operații suplimentare de citire a unghiurilor dintre plane, a relațiilor dintre axe și plane, de suprapunere și comparare a rezultatelor (Anastasiu și Jipa, 1983).

Diagrama triangulară este construită cu ajutorul triunghiului echilateral și reprezintă un ansamblu de trei variabile a căror sumă este constantă. Ea are la bază o serie de proprietăți ale triunghiului echilateral, și anume:

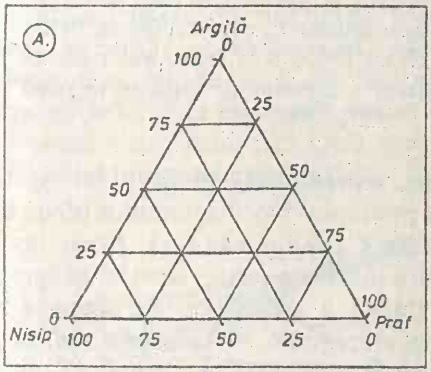
i) pentru orice punct situat în interiorul triunghiului, suma distanțelor sale la cele trei laturi este constantă și egală cu înălțimea triunghiului;

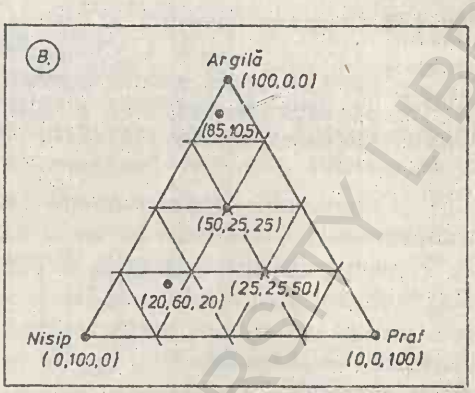
ii)paralelele la laturi duse dintr-un punct oarecare din interiorul triunghiului determină cu laturile două grupe de trei segmente a căror sumă este constantă și egală cu latura triunghiului.

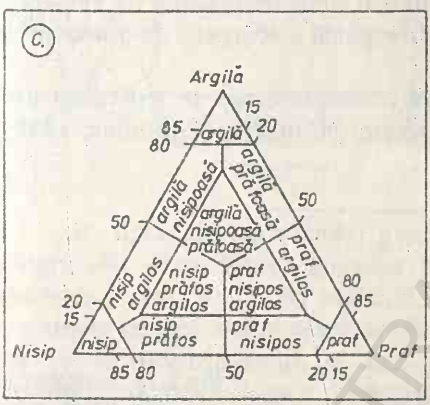
Reprezentările grafice în diagramă triangulară au fost folosite pentru clasificarea tipurilor de sedimente, a tipurilor de albii sau de procese geomorfologice, a formei galeților. Pentru descrierea construirii unei diagrame triangulare, vom utiliza exemplul diagramei triangulare granulometrice (fig. 2.12 A). Colțurile diagramei corespund conținuturilor de 100% nisip, 100% praf, 100% argilă, iar fiecare latură este gradată de la 0 la 100, semnificând creșterea procentuală a fracțiunilor granulometrice enumerate. Plasarea unui punct în interiorul diagramei se face pe baza a trei coordonate, așa cum se ilustrează în fig. 2.12 B. Diagrama triangulară este împărțită în zone de uniformitate a distribuțiilor granulometrice (un exemplu fiind dat în fig. 2.12 C) pe baza cărora se clasifică sedimentele. În mod asemănător pot fi clasificate solurile erodibile (fig. 2.12 D).

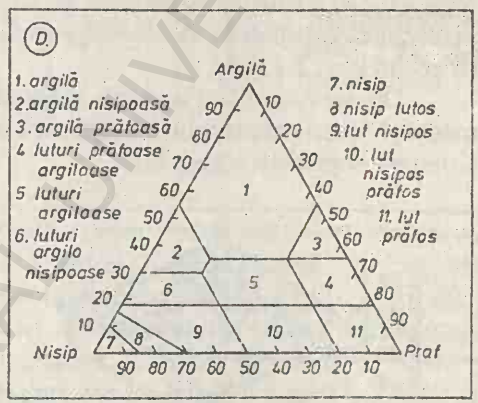
În cazul clasificării albiilor de râu (fig.2.12 E) se folosesc exponenții b, f și m, ce cuantifică variabilitatea lățimii, adâncimii și vitezei funcție de debitul lichid, Q (a se vedea și Ichim *et al*, 1989). Suma exponenților b, f, m este 1,0 și o serie de condiții prag, ilustrate cu ajutorul dreptelor trasate în interiorul triunghiului pot fi considerate criterii de clasificare a albiilor de râu.

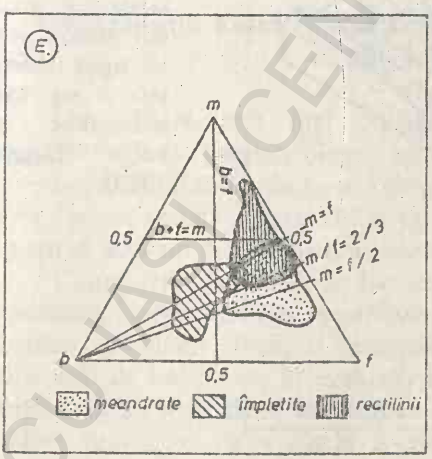
Pentru clasificarea proceselor de mișcare în masă, Carson și Kirkby (1972) au folosit unghiul de frecare internă a depozitelor de versant. Colțurile triunghiului corespund proceselor de bază ce caracterizează o deplasare în masă a depozitelor, și anume: desprindere, alunecare și curgere. Prin intersectarea în diagramă se facilitează clasificarea diferitelor tipuri de mișcări în masă, atât ca rată de deplasare, cât și ca evaluare a conținutului de apă.

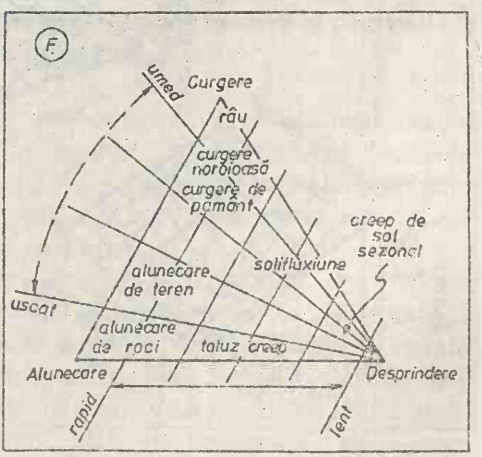












BCU IAŞI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

←

Fig. 2.12. Diagrama triangulară. **A.** Rețeaua generală. **B.** Localizarea unor puncte cu valori procentuale. **C.** Clasificarea sedimentelor fine (cf.Trefethen,1950). **D.** Clasificarea solurilor erodibile (Evans,1989). **E.** Clasificarea tipurilor de albii (Rhodes,1977). **F.** Clasificarea proceselor de mișcare în masă (Carson și Kirkby, 1972).

Diagramele tridimensionale sunt reprezentări grafice în spațiul tridimensional. Construcția lor are la bază principiul blocdiagramului (două axe *X, Y* pentru distanțe orizontale și ordonata *Z* pentru înălțime). Acest tip de diagramă, imaginat și aplicat de Davis pentru ilustrarea teoriei ciclului geografic, este utilizat cu succes pentru redarea grafică a modelelor de simulare pe calculator: evoluția reliefului într-un bazin hidrografic, modificarea albiilor de râu, a plajelor ș.a. Ca exemplu, redăm după Huggett (1985), variația în timp a concentrației de săruri în profilul de sol dintr-o mică depresiune de versant. Se evidențiază fenomenul de convergență și divergență a scurgerii datorate curburii reliefului (fig. 2.13).

De asemenea, cu ajutorul diagramei tridimensionale se reprezintă grafic modelul "cusp catastrophe", o aplicație a teoriei bifurcației (Prigogine, 1980) la sistemele suprafeței Pământului.

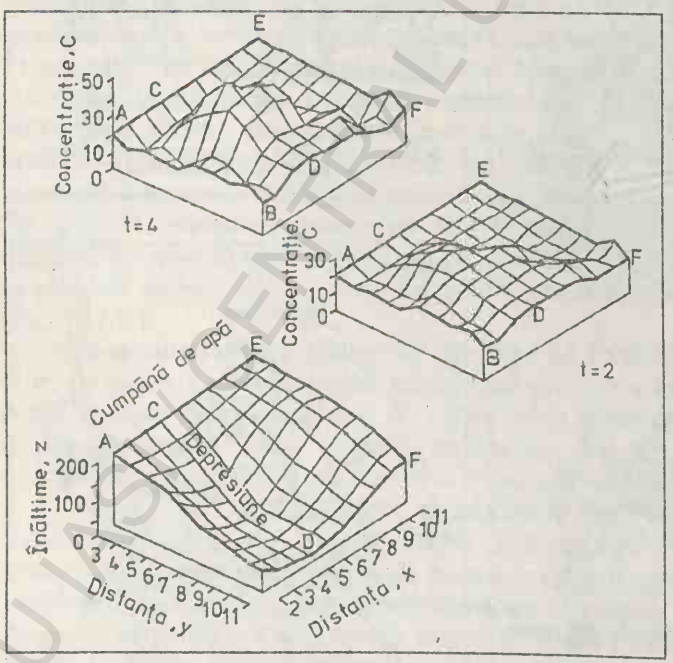


Fig.2.13. Simularea pe calculator a chimismului apelor din mediul poros în timpi diferiți, într - un bazin hidrografic ipotetic (Huggett, 1989)

BCU "LUCIAN BLAGA" CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Un exemplu este redat în fig. 2.14 şi se referă la condiţiile ce se formează la confluenţele râurilor din nordul Munţilor Henry, Utah (Graf, 1982). În cazul acestui exemplu , suprafaţa pliată este reprezentată ca relaţie între procentul de colmatare a 88 de albii de râu colectoare (variabila răspuns) şi energia disponibilă în albia principală pentru transportul aluviunilor în direcţia curgerii (variabilele de control). Diagrama demonstrează mişcarea diferenţiată a aluviunilor în arealul exemplificat.

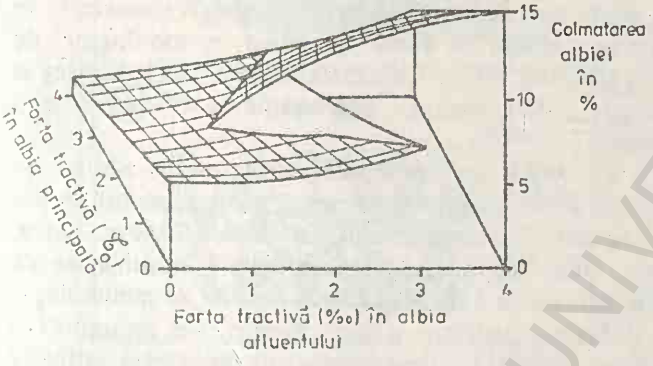


Fig.2.14. Fenomenul de bifurcaţie realizat în cazul confluenţelor albiilor de râu (Graf, 1982)

Alte tipuri de reprezentări grafice de interes pentru ştiinţele naturii sunt cartogramele (repartiţiile statistice în teritoriu), reprezentările grafice ale suprafeţelor trend, diagrama pantalon, spectrograma, ritmograma, ş.a. În prezent, programele pe calculator oferă posibilităţi de reprezentare grafică a datelor în plan bi- şi tridimensional, în scări aritmetice, logaritmice şi probabilistice, acoperind aproape întreaga informaţie pe care noi am dat-o în acest capitol.

2.4. Aplicaţie. Eşantionarea materialului de albie minoră al râurilor cu pat de pietriş şi bolovăniş

Una dintre cele mai discutate probleme în statistica aplicată în sedimentologie - geomorfologie este în legătură cu eşantionarea faciesului aluvionar al albiilor de râu cu pat de pietriş şi bolovăniş, din cauza diapazonului foarte larg al variaţiei particulelor. De aceea, noi am considerat că este cel mai nimerit să aducem în discuţie o asemenea problemă.

Cunoaşterea corectă a faciesului aluvionar al albiilor minore este importantă pentru calculul rugozităţii albiei, al transportului de debit târât, al evaluării stabilităţii albiei, al rezervelor de agregate de construcţie în vederea amplasării de balastiere, al evaluării habitatului acvatic şi, nu în ultimul rând, pentru scopuri ştiinţifice (cunoaşterea relaţiilor cu forma profilului longitudinal, a altor probleme de evoluţie a albiilor, etc). În consecinţă, eşantionarea

BCU CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

aluviunilor din albie este esențială pentru analiza faciesului depozitelor, iar aceasta înseamnă alegerea locului și metodelor de prelevare, evaluarea cantității prelevate, precum și a metodelor de analiză și interpretare.

Până în prezent, la noi în țară nu s-a elaborat un standard de prelevare și analiză a aluviunilor grosiere din albiile de râu. Există, în schimb, cel puțin în ultimii 10 -15 ani, o reală preocupare pe plan mondial de a se pune la punct asemenea standarde. Vom menționa, în acest sens, Standardul britanic (1975), Standardul american(1978), Standardul Organizației internaționale de standarde (1977). De asemenea, sunt cunoscute preocupările unor specialiști în geomorfologie fluvială de a elabora și pune la punct metodologiile de eșantionare (Wolman, 1954; Leopold, 1970; Kellerhals și Bray, 1971; Mosley și Tindale, 1985; Church *et al.*, 1987), inclusiv prin tehnici de fotocernere și prelucrare automată a acestora.

De mai mulți ani și noi avem în atenție analiză faciesului albiilor cu pietrișuri și bolovănișuri, până acum realizând asemenea analize pentru râurile Bistrița și afluenți, amonte de lacul Izvoru Muntelui, Suceava, Moldova, Putna, Buzău și Siret în întregime, Oltul superior, Jiul în defileu, Trotușul avale de Onești. Aceasta ne - a pus în situația de a revedea câteva aspecte de metodologie a eșantionării aplicată la albiile cu pietrișuri și bolovănișuri. Ce presupune o asemenea revedere? Presupune definirea și descrierea depozitelor unor astfel de albii și apoi referințele la metodologia de eșantionare și interpretarea rezultatelor.

2.4.1. Natura depozitelor grosiere de albie

Majoritatea specialiștilor recunosc dificultatea analizei depozitelor de albie în care dominanta o dau pietrișurile și bolovănișurile. Aceasta, din cauza diapazonului larg de variație a mărimii galeților, a poziției lor în patul albiei, a texturii depozitelor și a fenomenului de pavaj hidraulic. De aceea, înainte de a descrie metodele de eșantionare, se impune o discuție asupra unor caracteristici generale ale depozitelor de pietrișuri din albie. Un ghid util în acest sens este dat în fig.2.15, care prezintă situațiile cele mai frecvent întâlnite în natură. Fiecare secțiune în masa depozitelor de pietrișuri aluviale este însoțită de graficul distribuțiilor cumulative ale faciesurilor, distinct, pentru pavaj și subpavaj.

Pietrișurile imbricate (fig. 2.15 a) constituie una din trăsăturile generale ale patului albiilor, iar unghiul de imbricare este în relație cu direcția curgerii curentului. Pietrișurile astfel dispuse sunt prinse într-o matrice de material mai fin care, de regulă, nu depășește 30% din masa totală a depozitului aluvial. Aranjarea imbricată a galeților formează la suprafață un strat stabil (pavaj), care protejează prezența matricei în subpavaj.

Pietrișurile "spălate" (fig. 2.15 b) și *pietrișurile "colmatate"* (fig.2.15 c) sunt tipuri de faciesuri ce se pot întâlni în ostroave sau alte structuri în care a avut loc o sedimentare bruscă în timpul unei viituri.

BCU CLUJ-NAPOCA CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

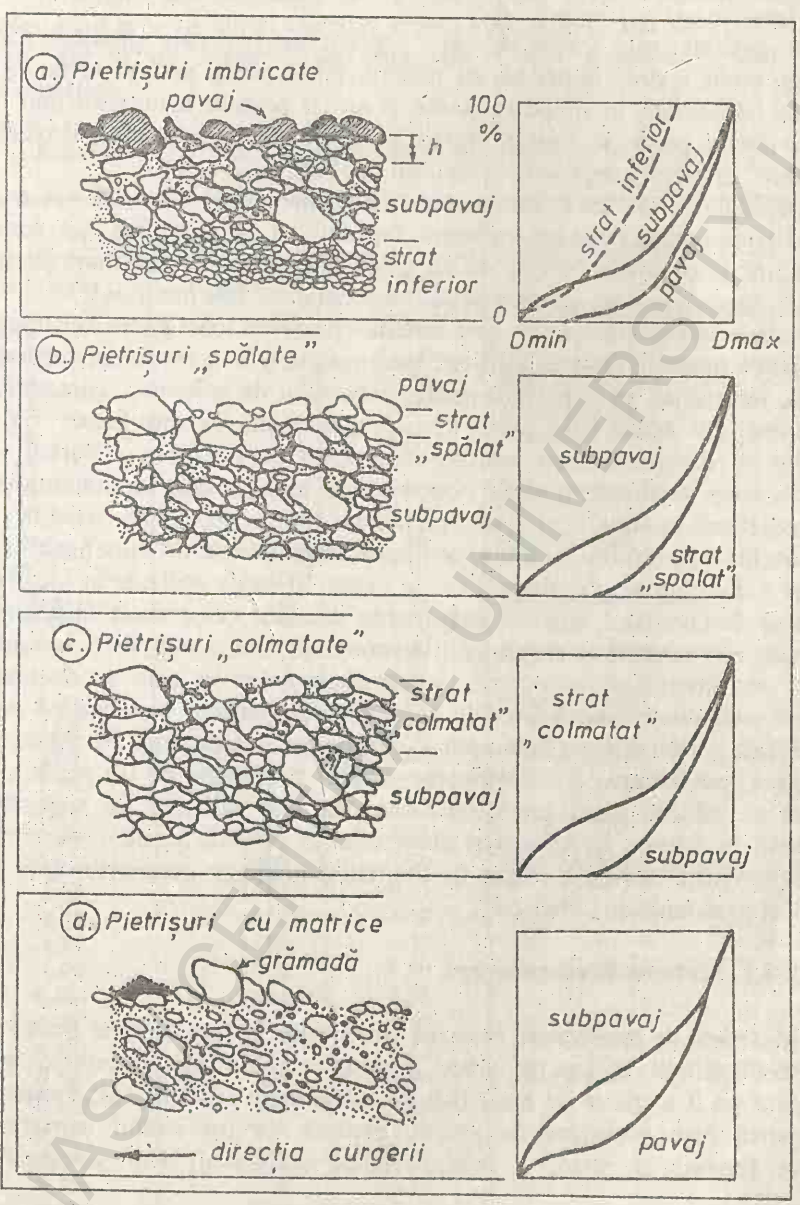


Fig.2.15. Secţiuni prin diferite tipuri depozite de albie (Church *et al*, 1987). D_{min} şi D_{max} - diametre minime şi, respectiv, maxime ale materialului de albie

BCU IASSY CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

În general, este vorba de un depozit de particule grosiere care, în subpavaj, poate apărea împreună cu nisipul, iar în pavaj nisipul să fie "spălat" (fig. 2.15 b); uneori, în subpavaj poate să nu fie prezent materialul mai fin, în schimb, acesta poate să existe numai la suprafață, între claste, dovedind o "colmatare" ulterioară depunerii faciesului grosier (fig.2.15 c).

Depozitele în care *matricea* (fracțiunile fine) *domină pietrișurile* (fig.2.15d) în subpavaj sunt expresia faptului că la suprafață s-a format o îngrămădire de pietrișuri blocate de un galet de dimensiuni mai mari (se știe că, de obicei, în spatele unei grămezi se acumulează materiale mai fine).

Aceste situații prezentate, care însă nu epuizează toată gama de structuri ce poate apărea în teren, arată dificultatea eșantionării, atât în secțiunea verticală, cât și areală. În special, se impune detașarea *pavajului* de *subpavaj*, caracteristică a depunerilor din toate cele cinci tipuri de secțiuni exemplificate. Existența pavajului se datorează așa-numitului "transport în echilibru" (Parker *et al.*, 1982), în care fracțiunile mari se concentrează la suprafață, iar fracțiunile mici sunt "protejate" în stratul inferior. Practic, are loc un proces de triere în timpul transportului materialului de albie, prin care se realizează o "trunchiere" a părții mai fine a distribuției granulometrice. În exemplificările utilizate în lucrare vom încerca să demonstrăm, practic, importanța detașării celor două faciesuri. Mai întâi, însă, este necesar să menționăm o problemă care poate părea secundară în analiza granulometrică, și anume, scara diametrelor în care se lucrează. În literatură sunt citate câteva zeci de scări granulometrice, varietate ce poate fi descurajantă pentru situația de a opta în folosirea uneia din ele. De aceea, pentru înțelegerea, compararea și valorificarea datelor prezentate de un autor, este de dorit să se adopte scara granulometrică cea mai utilizată de specialiști cu preocupări în domeniu. Adoptând acest criteriu pragmatic, ne vom raporta la scara Wentworth, care s-a impus în domeniul geologic-geomorfologic, atât în țară, cât și în străinătate (tabel 2.3).

2.4.2. Metode de eșantionare

Metodele de eșantionare în cazul aluviunilor în care domină fracțiunile de tip pietrișuri și mai mari se pot grupa în două categorii: a)eșantionarea areală și de itinerar pe o secțiune de albie (tip de eșantionare sistematică); b)eșantionare volumetrică prin prelevare de probe, distinct, pentru stratul superficial de aluviuni (pavaj) și stratul subsuperficial (subpavaj) (tip de eșantionare stratificată).

Eșantionare areală și de itinerar

În această categorie se includ metodele propuse de Wolman (1954) și Leopold (1970). În ceea ce privește colectarea materialului, cele două metode

sunt, în linii mari, asemănătoare. Se va ţine seama, în mod evident, de unitatea morfologică a patului albiei (ostrov, renie, vad, adânc) sau de relaţiile albie - versant, dar şi de aspectul pe care dorim să-l evidenţiem prin analize granulometrice.

Tabel 2.3. Clasificarea granulometrică Wentworth (Church *et al.*, 1987)

Dimensiunea particulelor			Descrierea clasei granulometrice
(milimetri)	(microni)	(*phi*)	
4096		-12,00	
2048		-11,00	Blocuri foarte mari
1024		-10,00	Blocuri mari
512		-9,00	Blocuri medii
256		-8,00	Blocuri mici
181		-7,50	
128		-7,00	Bolovani mari
90,5		-6,50	
64,0		-6,00	Bolovani mici
45,3		-5,50	
32,0		-5,00	Pietrişuri foarte grosiere
22,6		-4,50	
16,0		-4,00	Pietrişuri grosiere
11,3		-3,50	
8,00		-3,00	Pietrişuri medii
5,66		-2,50	
4,00		-2,00	Pietrişuri mici
3,36		-1,75	
2,83		-1,50	
2,38		-1,25	
2,00	2000	-1,00	Pietrişuri foarte mărunte
1,68	1682	-0,75	
1,41	1414	-0,50	
1,19	1189	-0,25	
1,00	1000	0,00	Nisip foarte grosier
0,841	841	0,25	
0,707	707	0,50	
0,595	595	0,75	
0,500	500	1,00	Nisip grosier
0,420	420	1,25	
0,354	354	1,50	
0,297	297	1,75	
0,250	250	2,00	Nisip mediu
0,210	210	2,25	
0,177	177	2,50	
0,149	149	2,75	
0,125	125	3,00	Nisip fin

BCU IAŞI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

0,1050	105	3,25	
0,0884	88,4	3,50	
0,0743	74,3	3,75	
0,0625	62,5	4,00	Nisip foarte fin
0,0526	52,6	4,25	
0,0442	44,2	4,50	
0,0372	37,2	4,75	
0,0312	31,2	5,00	Praf mare
	15,6[a]	6,00	Praf fin
	7,8[a]	7,00	Praf foarte fin
	3,9[a]	8,00	Argilă

[a])Diametru nominal. Evaluat pe baza ratei de sedimentare în fluid

Practic, aplicarea acestei metode constă în faptul că cercetătorul se plimbă pe un itinerar și colectează fiecare galet de la vârful degetului mare al piciorului. Pentru a evita subiectivismul alegerii, se colectează galetul cu ochii închiși. Se măsoară axa *b* a fiecărui galet, care ne arată limita în care se încadrează. Pietrișurile sau materialul mai mic de 2 mm diametru nu poate fi evaluat prin această metodă și când degetul atinge un astfel de material este trecut la clasa sub 2 mm diametru.

Mărimea fiecărui galet se tabelează (tabel 2.4), până au fost măsurați cca. 100 galeți. De asemenea, se determină greutatea fiecărui galet, dar și greutatea pe clase granulometrice. Datele din coloanele 1, 2 și 3 sunt datele de bază ale analizei. Se impune însă următoarea observație: galeții mai mari, prin definiție, având suprafața mai mare, oferă o probabilitate mai mare de a-i colecta. Prin urmare, trebuie făcută o corecție: s-a propus că aceasta să se realizeze prin împărțirea greutății totale (pe clase de galeți) la pătratul diametrului galetului (d^2) sau particulei. Procentul din total este repartizat la fiecare clasă granulometrică.

Pentru a construi graficul de distribuție granulometrică, procentul obținut în coloana 7 se împarte la $\log_2\sqrt{2}$ și rezultă coloana 8. Cu aceste valori se trasează curba pe hârtie milimetrică log-log, pentru a avea mărimea mediei geometrice (fig.2.16). În această categorie de metode se înscriu și eșantionarea cu grilă, eșantionarea areală și eșantionarea pe secțiune transversală.

Eșantionarea cu grilă înseamnă o rețea care predetermină punctele de prelevare a galeților. Stabilirea mărimii grilei depinde de dimensiunea galeților. Ca puncte ale grilei se pot folosi picheți sau alte marcaje, regulat spațiate; de asemenea, se poate plasa o grilă pe suprafața ce urmează a fi eșantionată și se ia o fotografie ventrală a acesteia.

Eșantionarea areală se face, de regulă, prin fotografie, dar sunt obținute numai două dimensiuni ale volumului eșantionului care, evident, sunt independente de dimensiunea particulei. Cât privește eșantionarea pe secțiuni transversale, Muir (1968) a propus colectarea tuturor galeților ce există sub o

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

linie dreaptă (marcată cu o sârmă, o sfoară, o panglică) ce traversează suprafaţa de eşantionare.

Tabel 2.4. Model de determinare a mărimii galeţilor colectaţi prin eşantionarea de itinerar (aplicat la Râul Pole, Wyoming, de Leopold, 1970)

Mg	Ng	Gm (gr)	Gt (gr)	Dm (d^2)	col 4 / col 5	% din total	Procent / (log 2) $\sqrt{2}$	Mărimea medie a diametrului
1	2	3	4	5	6	7	8	9
256.0		40000		92000				303,0
180.0		15000		45800				214,0
128.0		5000		23100				152,0
90.0		2100		11500				107,0
64.0	2	700	1400	5770	0,243	5,7	38	76,0
45.0	11	255	2800	2920	0,959	22,6	150	54,0
32.0	20	94	1880	1445	1,300	30,6	204	38,0
22,6	18	34	612	718	0,854	20,1	134	26,8
16,0	12	12	144	360	0,400	9,4	63	19,0
11,3	15	4,5	68	179	0,380	9,0	60	13,4
8.0	5	1,6	8	90	0,089	2,1	14	9,5
5,6	1	0,52	1	44	0,023	0,5	3	6,6
4.0		0,201		22				4,7
Total	84		6913		4,248	100		

Mg - mărimea galetului colectat; Ng - număr de galeţi; Gm - greutatea medie a galeţilor; Gt - greutatea totală; Dm - diametrul mediu.

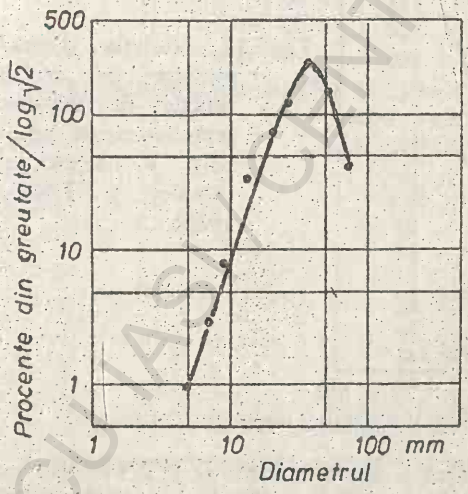


Fig.2.16. Distribuţia granulometrică într-o renie de pe râul Pole (Leopold,1970)

BCU IAŞI - CENTRUL UNIVERSITAR LIBRARY

Eşantionarea volumetrică

Dacă amplasarea secţiunilor şi punctelor de prelevare a probelor, în general, este o problemă uşor de rezolvat, ea depinde, în mare măsură, şi de caracterul şi scopul cercetării. În ceea ce priveşte prelevarea propriu - zisă, trei aspecte trebuie avute în vedere: i) mărimea cantităţii care trebuie prelevată; ii) diferenţierea celor două entităţi ale faciesului de albie, subpavaj şi pavaj şi iii) numărul de probe pe secţiune transversală de albie.

i) În ţara noastră, până acum, nu s-a elaborat un standard privind cantitatea minimă a fi prelevată pentru analiza complexă a faciesului albiilor cu pietrişuri şi bolovănişuri în contextul proprietăţilor hidraulice, sedimentologice şi geomorfologice. Standardul existent este exclusiv din punct de vedere al constructorului, deci pentru folosirea unor asemenea materiale în construcţie. Cantităţile minime prevăzute a se preleva sunt nereprezentative, cel puţin pentru fracţiunile mai mari de 100 mm (tabel 2.5).

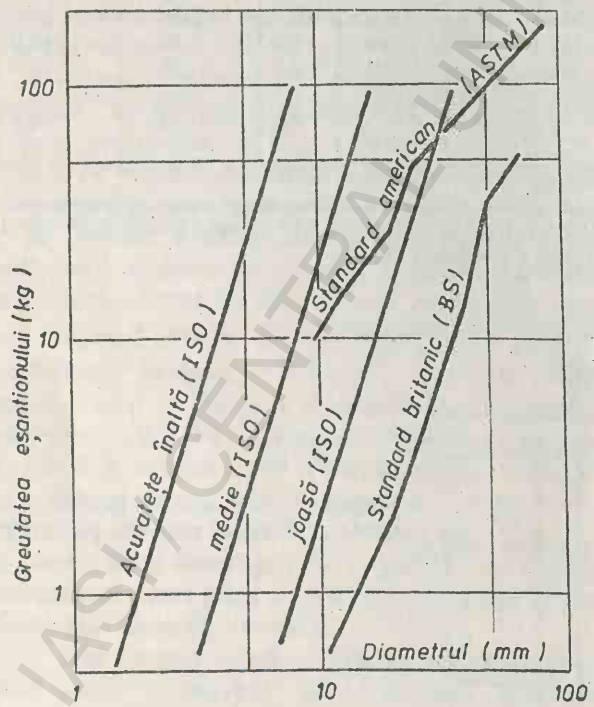


Fig.2.17. Variaţia greutăţii minime de analiză funcţie de mărimea granulometrică nominală a depozitelor (Mosley şi Tindale, 1985)

Pentru comparaţie vom exemplifica şi alte standarde (fig. 2.17), din care se observă lipsa unui criteriu consistent pentru eşantionare. Astfel, unele

BCU IAŞI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

standarde (ISO - 1977) au propus diametrul cu procentul de 84% pe curba granulometrică cumulativă (D_{84}) a depozitelor de albie, ca fiind mărimea cea mai apropiată pe care se bazează estimarea dimensiunii eşantionului.

- acurateţe înaltă (r_{pi} = 1 %), $G = 0{,}17\ D^3_{84}$
- acurateţe medie (r_{pi} = 3 %) $G = 0{,}017\ D^3_{84}$
- acurateţe joasă (r_{pi} = 5 %) $G = 0{,}0017\ D^3_{84}$

Pentru depozitele cu $D84$ = 63 mm (cât este limita standardului britanic) ecuaţiile indică următoarele mărimi ale eşantioanelor: de 425 kg, 4250 kg şi, respectiv, 42500 kg, funcţie de nivelul de acceptabilitate a erorilor.

Tabel 2.5. STAS 1913 - 74. Cantitatea de probă uscată care se analizează funcţie de granulometrie

a)Institutul Român de Standardizare (1980)

Bolovăniş minimum	5 kg
Pietriş "	2 kg
Pietriş "	1 kg
Nisip "	1 kg

b)Standardul american *(American Society for Testing and Material Standard*: ASTM 075 - 71, 1978)

Mărimea nominală a particulei * (mm)	Greutatea minimă de prelevat (kg)
9,5	10
12,5	15
19,0	25
25,0	50
38,1	75
50	100
63	125
73	150
90	175

c)Standardul britanic (B S 812 Part 1, 1975)

Mărimea nominală a particulei* (mm)	Greutatea minimă de prelevat (kg)
3	0,1
3 - 6	0,2
10	0,5
14	1
20	2
28	5
40	15
50	35
63	50

*) mărimea nominală = diametrul maxim al particulelor ce alcătuiesc proba

Standardul prevede o cantitate enormă de material ce trebuie măsurat şi cântărit şi nu precizează, suficient, maniera de determinare cu acurateţe a lui D_{84}.

BCU IAŞI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Cercetări mai recente (Mosley şi Tindale, 1985; Church *et al.*,1987) au preluat deosebit de critic problema eşantionării depozitelor grosiere. În consecinţă, s-a considerat că 0,1% *din mărimea eşantionului pentru cea mai mare clasă de particule este un criteriu convenabil pentru un eşantion reprezentativ.*

Acest criteriu se bazează pe coeficientul de variaţie a claselor de galeţi rezultate din cerneri repetate pe o probă de pietriş fluvial de 33,5 kg. Variaţia mărimii eşantionului funcţie de mărimea celui mai mare galet este dată în fig. 2.18. Moesley şi Tindale (1985) au arătat că *o toleranţă bună oferă şi criteriul de* 5 % (greutatea celui mai mare galet din arealul eşantionat să fie 5 % din greutatea totală a probei), care, de altfel, este prezentată în fig. 2.18.

ii) De asemenea, sunt puncte de vedere diferite în aprecierea grosimii stratului de colectare, respectiv, diferenţierea dintre cele două entităţi ale faciesului de albie minoră : pavaj şi subpavaj. Pentru a depăşi aceste chestiuni noi considerăm, potrivit opiniei lui Kellerhals şi Bray (1971), că *stratul superficial al aluviunilor (pavajul) are adâncimea egală cu diametrul celui mai mare galet din arealul eşantionat.*

iii) În ceea ce priveşte numărul de probe pe o secţiune transversală, Organizaţia Internaţională de Standarde (1977) comentează astfel acest aspect: întrucât particulele din patul albiei variază lateral, trebuie luat un număr mare de probe (grămezi) de pietriş şi bolovăniş în fiecare secţiune unde s-a măsurat debitul târât, pentru a determina mărimea medie a aluviunilor. Din cauza dificultăţilor practice ce se ivesc în prelevarea probelor, aceasta nu este o îndrumare fermă. În schimb, o combinaţie a eşantionării areale cu eşantionarea volumetrică pentru suprafeţele emerse de albie minoră poate suplini recomandările ISO - 1977.

2.4.3. Eşantionarea volumetrică în cazul unor râuri din România

În România, o asemenea abordare a fost iniţiată şi aplicată de colectivul nostru (Rădoane şi Ichim, 1984; Ichim *et al.*, 1984; 1988; 1992). Cercetările au fost extinse în timp pe mai multe râuri: Bistriţa cu afluenţii ei, Trotuş, Putna, pe care s-a realizat eşantionarea areală cu grilă. De asemenea, pe râul Buzău şi afluenţii săi, Putna, Moldova, Suceava (de la izvoare la confluenţa cu Siretul), râul Argeş (sector Vidraru - Lacul Oeşti), râuri afluente Oltului pe partea stângă (între Făgăraş şi Avrig), râurile Olteţ, Topolog şi Jiu pentru care s-a realizat eşantionarea volumetrică a depozitelor de albie (Tabel 2.6). În toate cazurile s-au efectuat şi măsurători pentru morfometria galeţilor şi s-a determinat litologia lor.

În consecinţă, am fost puşi în cele mai variate şi neobişnuite situaţii privind alegerea unui eşantion reprezentativ din materialul de albie: S-au întâlnit sectoare de albii cu blocuri de 2 - 3 tone (defileul Buzăului între Zăbrătău şi Caşoca; Argeşul la Căpăţâneni), dar şi albii în care faciesul a devenit predominant nisipos (Buzăul avale de Baniţa); sectoare cu zone întinse de

pietrişuri relativ uniform expuse (Buzăul la Rusavăţ, Mărunţişu), dar şi sectoare cu acumulări haotice de material, de la blocuri de 2 - 3 tone până la nisip (Argeşul avale de Corbeni, Bâsca Mică la Varlaam).

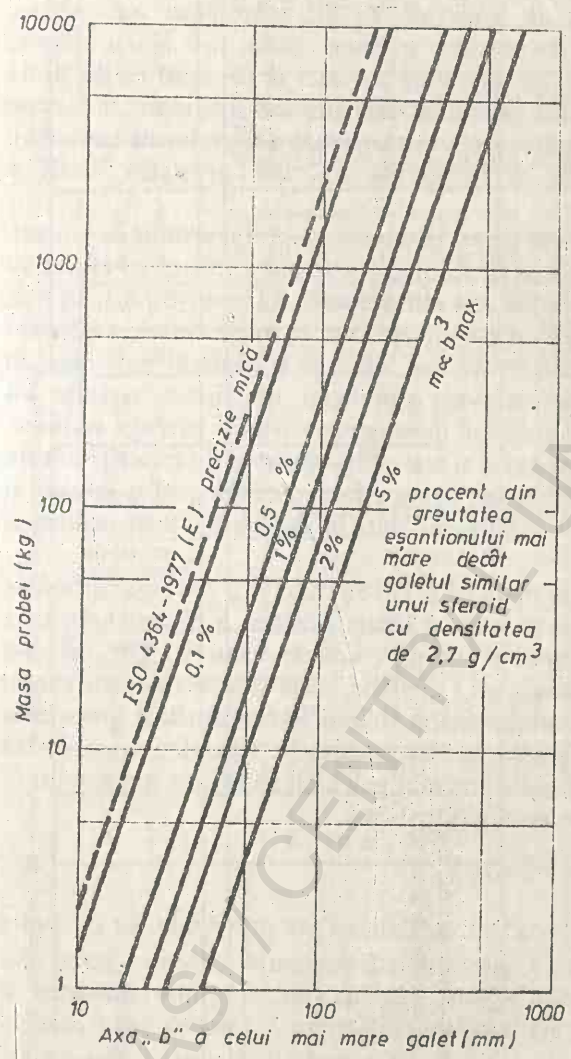


Fig.2.18. Determinarea masei probei (kg) funcţie de axa *b* a celui mai mare galet (Church *et al.*, 1987).

De aceea, am socotit necesar ca, pe baza experienţei acumulate, să punem în discuţie problema eşantionării depozitelor de pietrişuri şi bolovănişuri (care nu este deloc simplă), în dorinţa de a unifica eforturile într-o direcţie comună de cercetare a albiilor de râu din România. Pentru a realiza , efectiv, eşantionarea în

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

teren sunt necesare cântare care să permită cântăriri de la cca. 100 grame până la câteva zeci de kilograme (uneori peste 100 kg), șubler, ruletă, unelte de săpat, un set de ciururi cu o rețea de ochiuri standardizate potrivit claselor granulometrice, prelată, instrumente pentru ridicări topometrice ș.a.

După stabilirea punctelor de prelevare se fac măsurători topometrice pentru evaluarea, cu mare grad de precizie, a pantei râului și a albiei majore, astfel încât lungimea segmentului de măsurare a pantei să fie egală cu de 20 de ori lățimea râului. Apoi se identifică galetul cu diametrul cel mai mare, în funcție de care vom evalua cantitatea totală a probei ce urmează a fi prelevată (respectiv greutatea celui mai mare galet să reprezinte 5% din greutatea totală a eșantionului).

O parte din fracțiuni se separă direct în teren cu ajutorul setului de ciururi. Noi am folosit un set de patru ciururi (maximum ce se poate mânui cu eficiență) cu următoarele diametre ale ochiurilor: 64 mm (-6 *phi*), 32 mm (-5 *phi*), 16 mm (-4 *phi*), 8 mm (-3 *phi*). S-au prelevat eșantioane care, în unele cazuri, au depășit 1000 kg. Galeții mai mari de 128 mm au fost măsurați și cântăriți individual în teren. În ceea ce privește locul de prelevare a probelor, din fiecare secțiune s-a ales un areal de 1 m² care a fost considerat reprezentativ pentru întreaga secțiune. Prelevarea s-a făcut distinct pentru pavaj și respectiv subpavaj. În cazurile în care variabilitatea diametrului particulelor din pavaj a fost mare (Buzăul la izvoare și în defileu, Argeșul între Vidraru și Corbeni, Jiul în defileu ș.a.) am aplicat și eșantionarea de suprafață.

Materialul cu diametrul mai mare de D = 180 mm (-7,5 *phi*) este dificil de mânuit și cântărit în teren. (Aceasta este și limita practică a materialului care poate fi analizat pe baza criteriului de 0,1 % prin metode manuale). De aceea s-a apelat la o scară de conversiune diametru - greutate, scală care se folosește curent în eșantionare deoarece există o relație foarte strânsă între diametrul granulei și greutatea sa. În general, pietrișurile și bolovănișurile fluviale au o formă aproximativ elipsoidală. O estimare a greutății galetului când cele trei axe (a, b, c) sunt cunoscute este următoarea (vezi și fig. 5.26):

$$\rho_s = (a\ b\ c / b) = \rho_s V_e$$

unde V_e reprezintă volumul elipsoidului cu aceleași axe principale, iar ρ_s este greutatea volumetrică. În fig. 2.19 este ilustrată comparativ, pentru galeți din râurile Buzău, Arges, râuri din Munții Făgăraș, relația dintre diametru și greutate. Atât experiența noastră cât și datele din literatură arată că *axa b este cel mai bun estimator al diametrului nominal* $[D_n = (abc)^{1/3}]$ *al unui elipsoid.* De aceea, pentru determinarea greutății galeților cu diametrul mai mare de 180 mm (respectiv cei care nu pot fi cântăriți în teren) se poate utiliza diagrama de conversiune din fig. 2.19. Pentru clastele mari cu formă neregulată conversiunea nu se face atât de precis.

Tabel 2.6. Date privind esantioanele de material de albie pentru unele râuri din România

Nr. crt.	Bazinul	Râul / Secțiunea	S_b km^2	D_{50} mm	Pavaj: Masa (G) kg	Nisip (N) <2mm %	Pietris (P) 20–2 mm %	Bolovănis (Bo) 100-20 %	Blocuri (Bl) >100 mm %	D_{50} mm	Subpavaj: G kg	N %	P %	Bo %	Bl %	D_{50} mm	Proba totală: G kg	N %	P %	Bo %	Bl %
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
1.		Breaza / Breaza de Sus (p.h.)		210	125	0	1	5	94	19	468	18	34	48	0	170	1293	6	10	20	64
2.		Breaza / Pojorâta		160	445	2	5	14	79	21	239	17	21	44	8	110	684	13	8	28	51
3.		Breaza / Voevodeni	59,9	100	141	16	13	21	50	18	159	27	26	37	10	40	300	22	19	36	23
4.		Săvăstreni / Hurezu		49	88	1	20	69	10	25	81	17	28	52	3	39	170	5	29	58	8
5.		Săvăstreni / Beclean	41,7	50	47	7	14	75	4	21	66	18	32	50	0	31	113	12	22	65	1
6.		Bunget / Pod Luta	18,35													2,6	20				
7.	Olt	Netotu / Luta		48	67	5	30	39	26	9	42	29	34	37	0	28	109	20	26	38	16
8.		Sâmbăta / amonte p. hidrometric	90,4	80	146	5	15	47	33	22	98	13	36	51	0	43	243,5	8	24	48	20
9.		Arpașu Mare / Arpașu de Jos	76,75	170	422	3	6	23	68	40	212	9	26	45	20	110	634	5	12	28	55
10.		Bâlea / DN	78,40	130	235	1	5	31	63	49	208	12	22	66	0	90	443	7	12	39	42
11.		Porumbacu / DN	74,78	130	193	3	7	24	66	30	128	10	27	59	4	90	321	6	16	38	40
1.		Chirușca / Buzău		260	1096	0	0	25	75	30	3089	8	35	43	14	205	139,9	3	6	12	79
2.		Strâmbu / Buzău	61	101	16,6	0	1	43	56	12	49,5	29	29	42	0	30	66,1	14	35	35	20
3.		Dragomir		130	81,8	1	5	51	43	17	48	15	40	37	8	80	129,8	7	17	36	40
4.		Vama Buzău 1		45	61,9	3	25	48	24	16	66,7	13	48	39	0	28	128,6	7	35	42	16
5.		Vama Buzău 2	116	50	66,5	11	23	36	30	20	46,5	14	36	44	6	32	113	13	27	40	20
6.		Brădet		60	72,1	10	14	46	30	26	51,8	18	28	41	13	32	123,9	15	19	44	22
7.		Întorsura Buzăului		48	47	6	18	60	16	19	46,5	16	34	46	4	36	93,5	10	26	52	12
8.		Zăbrătău	421	85	98,3	2	8	52	38	31	72,5	6	33	61	0	62	170,8	4	12	52	28
9.		Cap defileu		170	356,5	0	6	14	80	100	480,8	4	10	64	22	130	837,3	4	12	28	56
10.		Cheia Buzău		825	6284	0	0	0	100	130	497,5	3	5	30	62	320	6781,5	1	8	29	62
11.		Canton silvic		800	8710	0	0	0	100	150	430	4	8	17	71	300	9140				
12.	Buzău	Varlam Bâsca Mare		230	342	0	4	9	86	52	1637	17	17	60	24	170	1910	10	8	19	63
13.		Bâsca Roziliei / Bâsca Unită	781	300	1050	0	2	7	91	60	1152	15	18	41	24	140	2203	10	10	23	57
14.		Nehoiaș		300	532	0	6	12	82	30	1089	21	22	56	2	140	1621	7	6	27	60
15.		Nehoiu	1549	170	939	5	6	17	71	33	276	16	24	38	22	100	1215	5	13	32	50
16.		Păltinei		200	557	8	4	10	78	50	273	20	16	40	24	120	1179,5	11	7	26	56
17.		Sețu		200	348	6	9	13	72	38	482,5	20	20	43	17	89	830,5	15	11	57	17
18.		Valea Sibiciu		190	449,6	9	9	14	68	25	411,1	18	28	45	10	110	860,7	12	14	22	52

BIBLIOTECA CENTRALĂ UNIVERSITARĂ BUCUREȘTI LIBRARY

Tabel 2.6 Continuare

0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
19		Maruntișu		70	120,5	17	15	26	42	30	208,4	22	22	42	14	40	328,9	20	18	35	27
20		Rușavățu	2179		95						125,5						220,5				
21		Bădila		100	296,2	5	9	36	50	70	225	9	14	40	37	90	520,8	7	12	38	43
22		Pârscov		115	233,1	4	4	36	56	56	199,9	12	16	50	22	88	433	8	8	43	40
23		Măgura	2273	82	218,6	9	11	44	36	58	103,9	12	17	49	22	74	322,6	9	15	46	30
24		Unguriu	2496	70	147,1	11	17	42	30	27	80,2	21	25	40	14	54	227,3	15	19	46	20
25		Cândești , V. Nacului		70	107,7	13	15	43	30	18	91,2	24	28	45	13	40	198,9	18	20	42	20
26		Mătești		60	132,9	17	12	42	29	50	71,3	39	23	35	3	70	204,2	25	15	43	17
27		Căpățânești	2738	58	136,1	16	12	45	27	20	67,8	26	24	41	9	41	203,9	18	18	44	20
28		Mărăcineni		55	90	9	13	56	22	20	74,5	24	26	38	12	41	164,5	15	20	49	16
29	Buzău	Vadu Pașii	3522	76	70,5	8	17	41	34	19	78,1	22	29	43	6	38	148,6	15	22	46	17
30		Stâncești		36	56,6	10	24	60	6	15	37,5	20	36	43	1	28	94,1	14	28	54	4
31		Săgeata	3902	20	26,3	15	35	48	2	3	21,3	48	32	20	0	12	47,6	30	34	34	2
32		Găvănești		4	7,77	44	38	18	0	0,4	6,5	82	16	2	0	1,5	14,3	52	36	12	0
33		Banița	3980	0,4	2,68	74	10	16	0	0,25	0,6	98	2	0	0	0,3	4,08	98	2	0	0
34		Făurei														0,18					
1.		Valea lui Stan	270	94	89,6	3	9	48	40	34	55,9	5	25	70	0	62	145,5	4	16	56	24
2		Căpățâneni		102	292,9	5	7	28	60	31	231,4	23	21	44	12	89	124,4	15	12	45	30
3.		Cf. Arefu		130	198,9	3	3	24	70	22	202,5	23	25	42	14	89	401,4	13	14	33	40
4.	Argeș	Av. Rotunda		101	115,7	5	9	34	52	20	39,9	15	35	50	0	70,5	156,6	7	17	39	36
5.		Ortianu pod		103	111,7	1	2	32	60	32	110,6	14	26	48	12	85	222,3	6	17	41	36
6.		Oești coadă	417	102	104,9	3	6	35	55	39	143,9	14	22	48	16	68	248,8	10	14	44	30

BCU IAȘI / CENTRUL DE CERCETARE UNIVERSITY LIBRARY

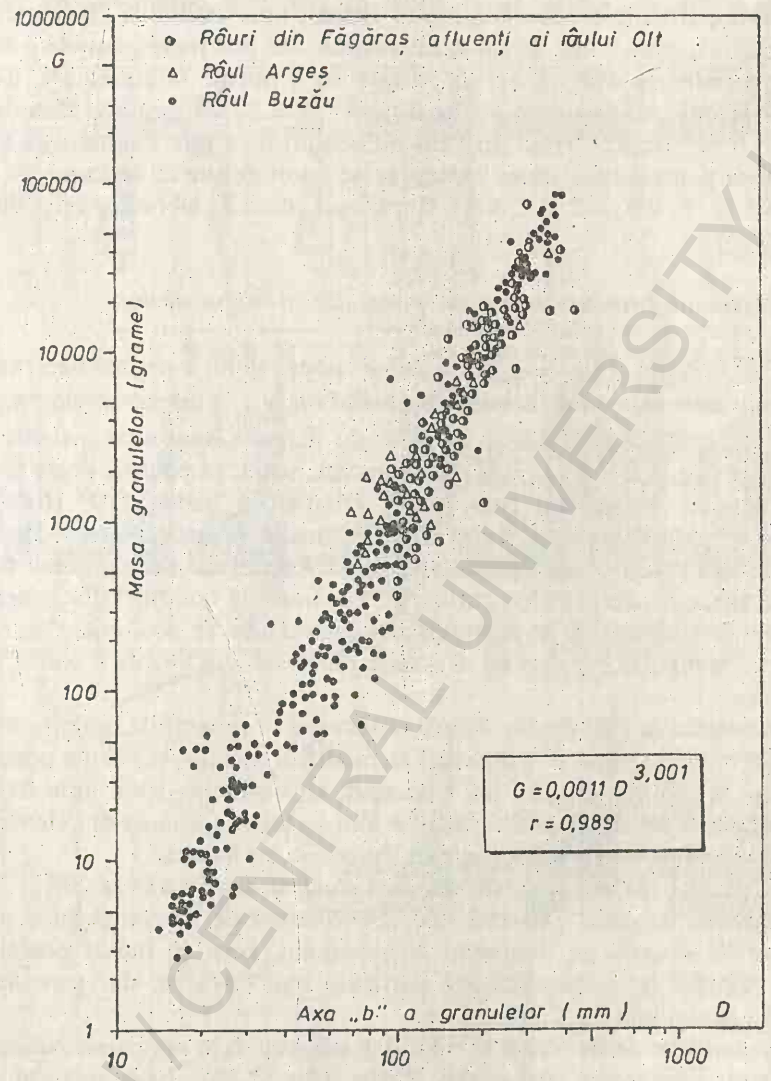


Fig.2.19. Relație între masa (grame) și axa *b* (mm) a galeților din mai multe albii de râu din România (Ichim *et al.*, 1992).

În acest caz se recomandă ca măsurătorile să se facă pe cele trei axe principale, îndepărtându-se astfel efectul local al litologiei și meteorizării rocilor. De exemplu, pentru aceeași dimensiune a galeților (între 16 și 32 mm), greutatea variază între 20 și 100 de grame, aceasta depinzând în mare parte de alcătuirea

BUCHAREST CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

litologică a particulelor. În albia râului Buzău, între Bădila și Găvănești (sector extracarpatic), unde a fost făcută determinarea, cea mai mare greutate o au galeții de cuarțit (între 50-100 g); cei de calcare au o poziție intermediară, iar cei de gresie și silicolit au greutatea cea mai mică (între 20-50 grame). Materialul mai mic de 6 mm (deci cel trecut prin sita cu ochiuri de 6 mm diametru) a fost adus în laborator pentru continuarea cernerilor pe seturi de site cu rețeaua mai mică de 5 mm (5, 2, 1, 0.5, 0.2, 0.1 mm). Cantitatea adusă în laborator este, de obicei, până la 5 kg.

Repartiții granulometrice ale pavajului și subpavajului

Eșantionarea distinctă a pavajului și subpavajului a permis realizarea unei comparații între cele două faciesuri la nivelul lui D_{50}, a histogramelor, a ponderii diferitelor clase granulometrice. O serie de ilustrații sugestive însoțesc această comparație (fig. 2.20; 2.21; 2.22). Se constată, astfel, că pavajul poate fi apreciat ca un depozit fluvial din care a fost îndepărtată partea fină. Histogramele repartițiilor granulometrice pentru diferite puncte în lungul râului Buzău (fig. 2.20) verifică procesul de "trunchiere"a materialului de albie în zona de pavaj. Datorită transportului selectiv, particulele cu diametre mai mici din materialul de albie sunt îndepărtate de la suprafață, rămânând cele ce pot opune rezistență la scurgere. De regulă, *în pavaj nu se găsesc particule mai fine de 8 mm* (Church *et al.* 1987).

Revenind la râul Buzău, facem observația că repartițiile granulometrice pe cele două entități (pavaj și subpavaj) se modifică funcție de poziția punctelor de prelevare în lungul râului. Se realizează o distincție netă între repartițiile granulometrice ale materialului de albie din zonele de obârșie și cele de defileu ale râului, pe de o parte, și zonele extracarpatice, pe de alta.

În primul caz, pavajul este dominat de clasa cuprinsă între 200 și 300 mm, iar subpavajul de clasa 100-150 mm. Distribuțiile de frecvență au o puternică *asimetrie de dreapta* în domeniul subpavajului, ceea ce indică prezența unei anume cantități (e drept mică) de particule mai mărunte, dar care lipsesc în domeniul pavajului (fig. 2.20).

Repartițiile de frecvență se modifică substanțial în sectoarele subcarpatic și de contact cu câmpia ale râului Buzău (fig. 2.20). Este sectorul în care pietrișurile se diminuează în albia minoră a râului. Trăsăturile principale ale repartițiilor sunt date de *bimodalitatea* și *asimetria de stânga*, semn că ponderea fracțiunilor matriceale este importantă.

În toate cazurile analizate de noi (râurile făgărășene, Buzăul, Oltețul, Siretul) există un colaps granulometric la trecerea de la pietriș la nisip, materializat în ponderea redusă a particulelor din clasa 2-6 mm. Este o observație făcută încă din 1955 de Yatsu pentru mai multe râuri din Japonia, dar care nici până astăzi nu a primit o explicație satisfăcătoare. Alte discuții în legătură cu

acest prag granulometric sunt date în Ichim *et al.* (1989), Ichim și Rădoane (1990).

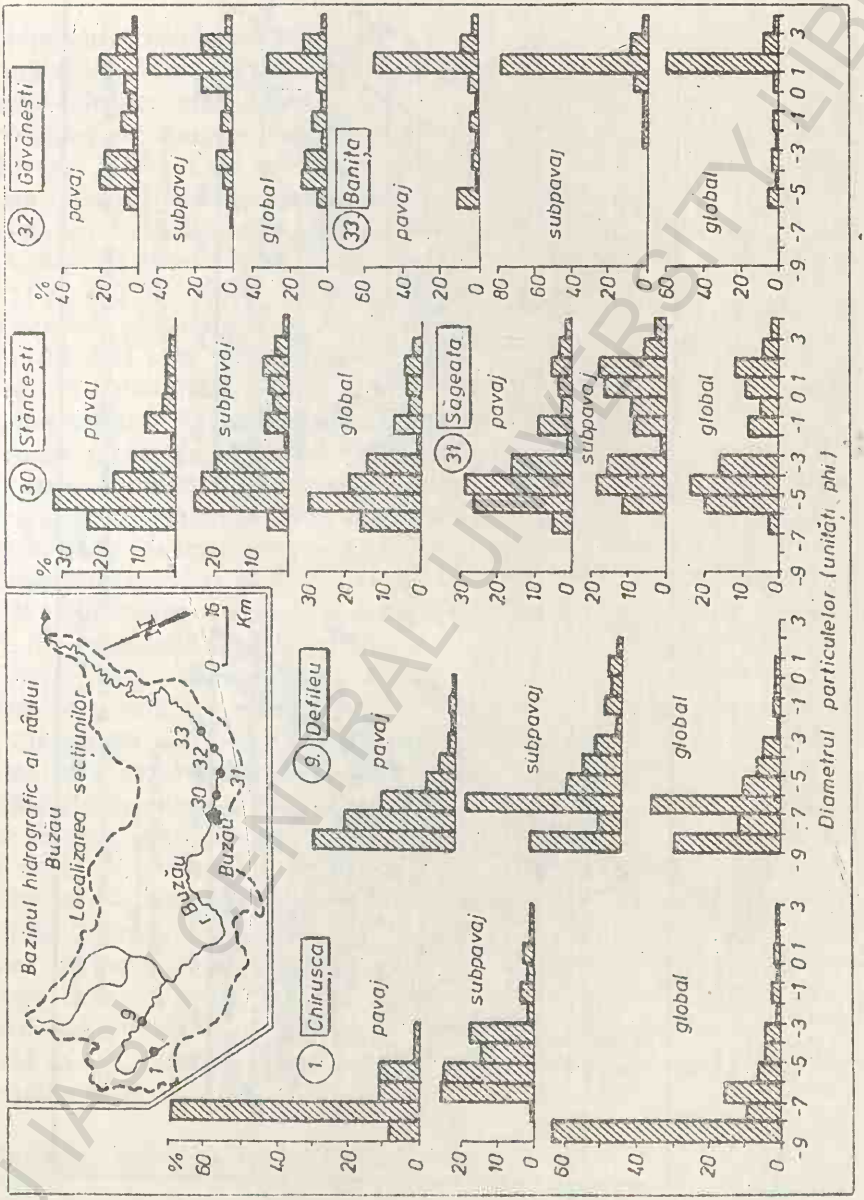


Fig.2.20. Distribuții granulometrice ale depozitelor de albie minoră ale râului Buzău (Ichim *et al.*, 1992)

BCU IAȘI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

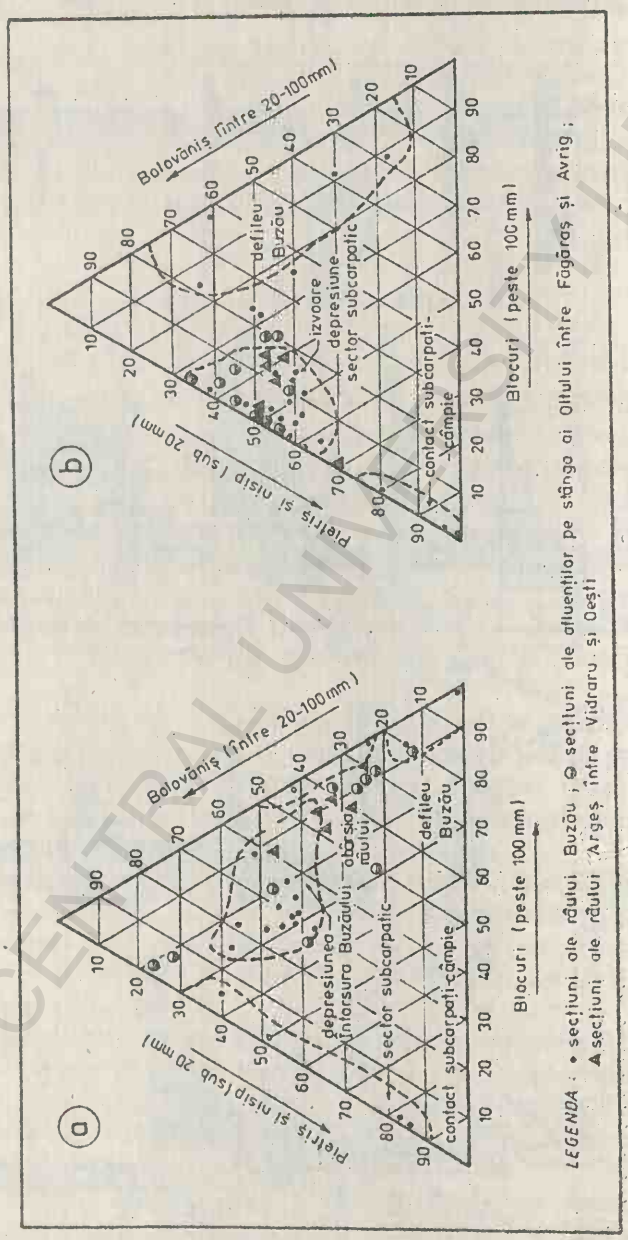


Fig.2.21. Compoziția granulometrică a pavajului (A) si subpavajului (B) a albiei minore a râului Buzău (Ichim *et al.*,1992)

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Relaţii granulometrice între pavaj şi subpavaj

Compoziţia granulometrică a pavajului şi subpavajului poate oferi indicii asupra condiţiilor hidrodinamice ale râului, asupra ratei de transport a debitului târât şi se pot deduce unele relaţii cu unităţile geomorfologice pe care un râu le traversează. Din acest punct de vedere, râul Buzău oferă un exemplu sugestiv. Pe o lungime de 350 km de la izvoare până la confluenţa cu Siretul, acesta traversează zona de munte (depresiunea Întorsura Buzăului şi defileul Zăbrătău - Caşoca), zona subcarpatică (cu afluenţii laterali ce transportă mari cantităţi de aluviuni), zona de câmpie (unde patul albiei este exclusiv nisipos). Diagramele ternare (fig. 2.21) scot în evidenţă alcătuirea granulometrică pe trei principale clase granulometrice (blocuri, bolovăniş şi pietriş cu nisip) ale pavajului (fig. 2.21 a) şi subpavajului (fig. 2.21 b). Eşantionarea a fost realizată în 33 secţiuni transversale, ordonate de la secţiunea 1 (Chiruşca, în zona de obârşie), la secţiunea 33 (Banita, la contactul cu zona de câmpie).

Subpavajul sau depozitul subsuperficial al râului Buzău pare să fie relativ uniform, aşa cum indică diagrama ternară din fig.2.21 b. Cu excepţia sectorului de defileu şi a contactului cu zona joasă de câmpie, majoritatea secţiunilor se grupează în zona pietrişurilor şi nisipurilor (sub 20 mm diametru). Procentul însemnat de nisip (până la 20-25 %) în subpavaj determină această caracteristică de relativă uniformitate a materialului subsuperficial şi care este o trăsătură şi a celorlalte râuri exemplificate (fig.2.21 b).

Compoziţia granulometrică a pavajului este mult mai variată, fiind sensibil influenţată de condiţiile "transportului de echilibru". În consecinţă, arealul de grupare a majorităţii secţiunilor de prelevare, pentru toate râurile exemplificate, a migrat mult spre zona bolovănişurilor în diagrama ternară (fig. 2.21 a).

Măsurătorile noastre realizate asupra unui râu în toată desfăşurarea lui pot constitui un ghid pentru eşantionările punctuale şi ocazionale efectuate pe alte râuri. În cazul de faţă, râurile afluente Oltului (între Făgăraş şi Avrig) au fost eşantionate în 1 - 2 secţiuni de albie. Compoziţia granulometrică a pavajului şi subpavajului indică un mediu de energie foarte activ pentru râurile făgărăşene în condiţiile "transportului de echilibru". În mod asemănător s-a constatat şi pentru râul Argeş între Vidraru şi lacul Oeşti; pavajul, format în principal din bolovăniş, este "moştenit" din perioada anterioară închiderii barajului Vidraru. În prezent, afluenţii laterali nu au reuşit să influenţeze albia minoră a Argeşului cu material grosier.

Ponderea pavaj - subpavaj în proba globală

Mulţi cercetători au investigat diverse mijloace de a reduce efortul de eşantionare a unei mari cantităţi de aluviuni grosiere în teren. Am văzut că

eșantionarea volumetrică presupune uneori cernerea și cântărirea a câteva tone de material. Or, cercetătorul nu întotdeauna are la dispoziție echipament și mijloace pentru asemenea efort.

Investigații detaliate în acest sens a efectuat Bray (1972). El a dorit să obțină dovezi că, folosind eșantionarea areală (care vizează numai particulele de suprafață), poate deduce compoziția granulometrică a pavajului. Pe baza a numeroase probe din râuri canadiene, cu pat de pietriș, Bray a arătat că D_{50} al materialului din subpavaj, din care a înlăturat particulele mai mici de 8 mm, este aproximativ același cu D_{50} al materialului din pavaj. Deci, în pavaj nu există particule mai mici de 8 mm în proporție însemnată, iar diagramele noastre au confirmat acest lucru (fig. 2.19). Important este să se cunoască proporția în care se află pavajul față de subpavaj. Unele date în această direcție le poate oferi relația între D_{50} pavaj și D_{50} subpavaj (fig. 2.22). Condiția pavaj = subpavaj poate ilustra concluzia lui Bray (1972), când cele două faciesuri au aceeași mediană a repartițiilor, dacă sunt înlăturate diametrele sub 8 mm.

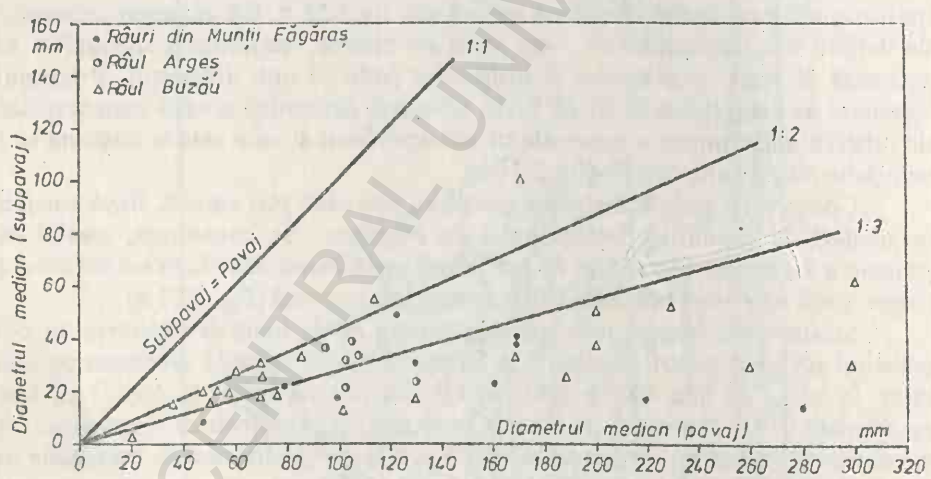


Fig.2.22. Ponderea pavajului si a subpavajului în proba globală pe baza comparației *D*50 a celor două categorii (Ichim *et al.*,1992).

Proporția în care poate exista materialul mai mic de 8 mm în subpavaj este atât de însemnată, încât diminuează D_{50} până la sub jumătate din D_{50} al materialului din pavaj. Tendința generală pentru râurile exemplificate de noi este ca D_{50} *al materialului din subpavaj* să reprezinte 1/3 din D_{50} al materialului din pavaj. Acest raport este similar cu cel obținut de Parker și Klingeman (1982)

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

pentru râuri din Canada, de Mosley şi Tindale (1985) pentru râuri din Noua Zeelandă. În literatura de specialitate se face precizarea că ponderea materialului fin în proba globală nu depăşeşte 30%. În cercetările noastre am constatat că acest raport este de cele mai multe ori de ordinul a 10 - 15 %, dar poate depăşi 30% în albia râului Buzău în sectorul Depresiunii Întorsura Buzăului, cât şi în sectorul de contact Subcarpaţi - Câmpie.

În încheierea acestei prezentări se impun câteva consideraţii asupra importanţei studiului faciesului albiilor minore. În Romania, interesul pentru studiul albiilor cu pietris este relativ recent. El a fost impus de nevoia cunoaşterii impactului antropic foarte puternic asupra râurilor prin amenajarea a 260 lacuri de baraj, realizarea a cca. 500 km derivaţii şi aducţiuni; îndiguirea şi regularizarea albiilor pe 16 000 km din lungimea râurilor, etc. Toate acestea au indus schimbări dramatice, în primul rând, la nivelul efluenţei aluviunilor, al variabilităţii depozitelor de albie şi în regimul dinamicii actuale a albiilor.

Cercetările sistematice privind depozitele de albie au început din 1980, o parte a rezultatelor fiind prezentate la simpozioanele naţionale "*Proveniența şi efluenţa aluviunilor*" organizate din 1982, bianual, la Piatra Neamţ.

Ca geomorfologi, am abordat această problemă în contextul analizei bilanţului aluviunilor dintr-un bazin hidrografic, al identificării surselor de aluviuni, al identificării unor particularităţi de evoluţie a râurilor, al relaţiilor dintre variabilitatea depozitelor de albie şi unii factori de control specifici acestei regiuni. În plus, am avut în vedere găsirea unor elemente care să ne permită reconstituirea regimului morfodinamic, inclusiv ale unor particularităţi de relief, din perioade care au generat bordura piemontană a Carpaţilor (cu începere din Miocen). Această problematică a fost pe larg abordată în sinteza realizată cu ocazia finalizării programului de cooperare internaţională EROSLOPE, finanţat de Comunitatea Europeană şi coordonat de Universitatea Liberă din Berlin (Ichim *et al.*, 1995 a,b).

BCU IASI / CENTRUL DE RESURSE IDARY

Capitolul 3

NOȚIUNI PENTRU DESCRIEREA STATISTICĂ A DATELOR

Acest capitol este dedicat problemelor de ordonare și descriere a datelor geografice cu mijloacele specifice statisticii, și anume: ordonarea datelor în tabele statistice; cuatificarea gradului de grupare a datelor cu ajutorul mediei, medianei și modului; cuantificarea gradului de împrăștiere a datelor cu ajutorul abaterii standard, dispersiei, coeficientului de variație; obținerea mărimilor care descriu forma repartițiilor mulțimii de date, cum ar fi, asimetria și ascuțimea. Prezentarea acestor probleme se face pe bază de exemple provenite, în cea mai mare parte, din cercetările proprii, pentru care am utilizat interpretările adecvate domeniului geografic, și , în special, geomorfologic. În acest context, se înscrie aplicația privind rolul mărimii și frecvenței în compunerea formelor geomorfologice.

3.1. Ordonarea datelor

Primul pas în tratarea datelor colectate este de a le organiza și descrie într-o manieră convențională. Metodele utilizate aparțin statisticii descriptive și implică atât descrierea datelor eșantionului, cât și extragerea deducțiilor privind caracteristicile generale ale "populației" din care eșantionul provine. Concret, avem în vedere următoarele etape de prelucrare a datelor:

i) stabilirea numărului de clase în care se grupează mulțimea de valori;
ii) stabilirea amplitudinii intervalului unei clase;
iii) obținerea frecvenței absolute;
iv) obținerea frecvenței relative.

Pentru desfășurarea într-o ordine cât mai accesibilă a calculelor și interpretării rezultatelor vom face apel la o serie de exemple din literatură, dar mai ales din cercetările proprii. Unul dintre acestea este inventarierea elementelor de geometrie a ravenelor din bazinul hidrografic Jijia - Bahlui (realizată pe hărți în scara 1/25 000, ediția 1983) (Rădoane *et al.*, 1989), din care exemplificăm

BCU "CAROL I" BUCUREȘTI UNIVERSITY LIBRARY

lungimea ravenelor (L_r). Modul de ordonare a datelor este cel ilustrat în tabelul 3.1.

Tabel 3.1. Tabel de frecvențe pentru lungimea ravenelor de versant din bazinul hidrografic Jijia - Bahlui (Rădoane *et al.*, 1989)

Clasa de lungimi (m)	Frecvența absolută (F)	Frecvența relativă (f, %)
0 - 100	322	12,140
101 - 200	1300	49,000
201 - 300	581	21,890
301 - 400	259	9,760
401 - 500	78	2,940
501 - 600	47	1,770
601 - 700	19	0,720
701 - 800	18	0,680
801 - 900	9	0,350
901- 1000	4	0,151
1001 -1100	4	0,151
1101 -1200	4	0,151
1201 -1300	2	0,076
1301 -1400	3	0,113
1401 -1500	1	0,038
1501 -1600	1	0,038

Numărul de clase sau intervale în care se repartizează mulțimea valorilor se stabilește pe baza unor reguli empirice care țin cont de numărul total de măsurători, n. Dacă numărul de clase se notează cu k, acesta trebuie să fie

$$k = 1 + 3{,}3 \cdot \log_{10} \cdot n$$

sau

$$k < 5 \cdot \log_{10} \cdot n$$

În general, o repartiție de frecvențe trebuie să aibă între 6 și 16 clase. Dacă sunt puține clase se pot pierde din vedere anumite detalii de interes, privind selecția respectivă; dacă sunt prea multe , efortul de calcul nu este înlocuit și de o creștere a informației suplimentare, în afară de cazul când numărul de observații este mare, peste 500, sau chiar mai mare.

În cazul exemplului nostru, aplicând relațiile empirice prezentate pentru $n = 2653$, rezultă

$$k = 1 + 3{,}3 \cdot \log_{10} 2653$$
$$k \approx 12$$

sau

$$k = 5 \cdot \log_{10} 2653$$
$$k \approx 16$$

BCU IAȘI - CENTRUL UNIVERSITAR LIBRARY

Din cele două posibilități, am ales pe ultima pentru împărțirea observațiilor pe grupe, ținând cont de numărul mare al lor (tabel 3.1).

În legătură cu prezentarea datelor în această formă este necesară și respectarea altor cerințe:

i) limitele între intervale trebuie să fie foarte tranșante; de exemplu, se vor folosi intervale de 1,1 - 2; 2,1 - 3 sau 0 -100; 101 - 200; 201 -300 și așa mai departe, în loc de 1 - 2; 2 - 3 sau 0 -100; 100 - 200, etc., pentru a nu exista nici o îndoială cu privire la apartenența unei observații la un interval sau altul;

ii) pe cât posibil, intervalele trebuie să aibă aceeași dimensiune, fiind că numai așa frecvențele diferitelor clase sunt comparabile între ele și potrivite pentru calcule ulterioare.

Amplitudinea intervalului (m) pe o scară cu intervale egale poate fi dedusă din relația:

$$m = \frac{X_{max} - X_{min}}{1 + 3{,}3 \cdot \log_{10} \cdot n}$$

unde X_{max} este valoarea cea mai mare a observației, iar X_{min} este valoarea cea mai mică. O altă relație pentru stabilirea amplitudinii intervalului este următoarea:

$$m = \frac{1}{100} \cdot 8 \cdot \left(x_{max} - x_{min}\right)$$

În cazul exemplului nostru (X_{max} = 2000 m și X_{min} = 45 m):

$$m = \frac{2000 - 45}{1 + 3.3 \cdot \log_{10} \cdot 2653} \approx 162$$

sau

$$m = \frac{1}{100} \cdot 8 \cdot (2000 - 45) \approx 165$$

Deoarece am ales k = 16, motivat prin n foarte mare , rezultă că

$$m = \frac{2000 - 45}{16} = 122$$

Putem, așadar, alege amplitudinea de clasă de 100 m, care va oferi acuratețe maximă pentru fenomenul studiat.

Frecvența absolută (F) reprezintă numărul de observații din fiecare clasă.

Frecvența relativă (f, %) se obține pentru fiecare clasă pe baza următorului calcul:

$$f = \frac{F(\text{pentru fiecare interval})}{n} \cdot 100$$

BCU MS / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

De exemplu, luând la întâmplare o valoare a lui F din tabelul 3.1, obținem:

$$f = \frac{322}{2653} \cdot 100 = 12$$

Repartițiile de frecvențe pot fi reprezentate grafic sub forma unor diagrame numite histograme (a se vedea paragraful 2.3.2). Exemplul discutat este prezentat grafic în fig.2.8. Compararea poligoanelor de frecvență din fig. 2.8.A și B permite sesizarea de la început a unei diferențe esențiale între ele: două dintre ele sunt aproape perfect simetrice, în timp ce alta este accentuat asimetrică. Repartițiile de frecvențe pot avea, așadar, mai multe forme. În fig.3.1 sunt sintetizate mai multe tipuri, după cum urmează:

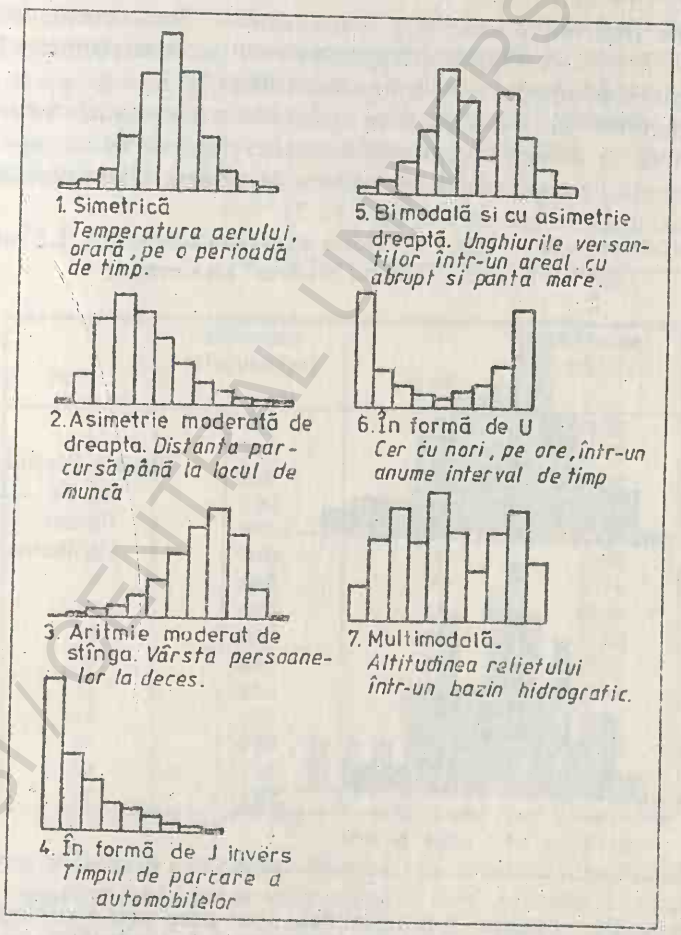


Fig.3.1. Tipuri de repartiții de frecvențe (Williams, 1989)

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

i) repartiţiile care posedă numai un maximum sau un "vârf" al frecvenţei se numesc *unimodale*. Dacă acestea sunt simetrice, atunci putem vorbi de o *curbă normală* (fig.3.1.-1).

ii) multe repartiţii unimodale sunt moderat *asimetrice*. În cazul când coada repartiţiei este mai lungă la dreapta vârfului, repartiţia este *asimetrică de dreapta* (sau asimetrie pozitivă), iar dacă este mai lungă în partea stângă a vârfului, repartiţia este asimetrică de stânga (sau asimetrie negativă) (fig.3.1 - 2 - 3).

iii) unele repartiţii sunt atât de asimetrice, încât vârful poate reprezenta un capăt al ei. Repartiţiile în *formă de J*, extrem de rar întâlnite, prezintă vârful în dreapta, iar cele în *formă de J invers* se întâlnesc mult mai frecvent şi au vârful în stânga (fig.3.1 - 4).

iv) alte repartiţii posedă mai multe vârfuri. Dacă există două vârfuri, repartiţia este *bimodală*. Ea poate fi simetrică sau moderat asimetrică. În multe cazuri vârfurile sunt apropiate de centrul repartiţiei (fig.3.1 - 5).

v) repartiţiile în *formă de U* se caracterizează prin vârfuri situate la cele două extremităţi şi un singur minim în centrul ei (fig.3.1 - 6).

vi) repartiţiile *multimodale* au mai multe vârfuri. Din nou, acestea pot fi asimetrice sau moderat asimetrice (fig.3.1 - 7).

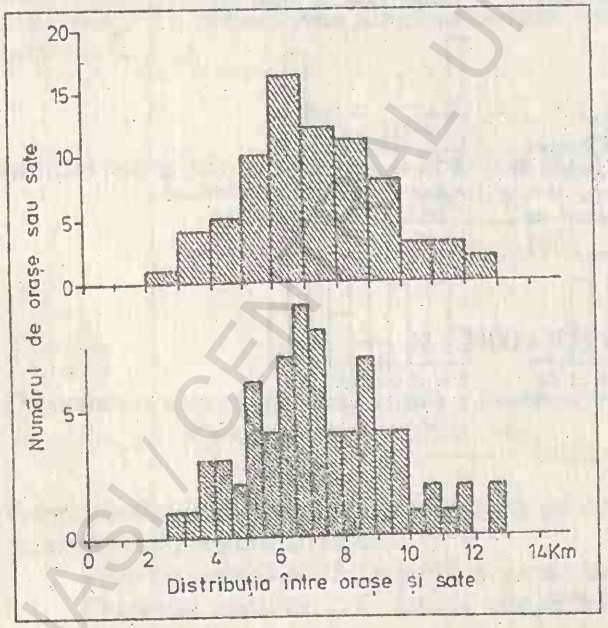


Fig.3.2. Efectul numărului de clase asupra formei histogramei (Williams, 1989).

Repartiţiile bimodale şi multimodale apar când sunt combinate mai multe populaţii cu repartiţii unimodale. De exemplu, unghiurile de pantă măsurate în cadrul unor versanţi care sunt definiţi prin abrupt şi taluz vor prezenta

bimodalitate astfel: unghiurile caracteristice abruptului se vor concentra în jurul unei valori, de regulă mai mari, iar unghiurile caracteristice taluzului în jurul altei valori, mai mici.

Bimodalitatea și multimodalitatea pot apare dacă se selectează prea multe clase pentru construirea histogramei. Un număr mai mic de clase tinde să dea o repartiție unimodală, în timp ce un număr prea mare de clase dă o histogramă de mare neregularitate. Un exemplu este dat în fig. 3.2.

3.2. Mărimi pentru descrierea tendinței de grupare a datelor

Observarea tabelelor de frecvență și a histogramelor arată că mulțimea măsurătorilor cercetate are tendința de a se grupa în jurul unui interval de valori care ocupă o poziție mai mult sau mai puțin centrală în mulțimea respectivă. Descrierea acestei poziții se poate realiza cu ajutorul unor mărimi statistice care măsoară gradul de grupare a valorilor. Între cei mai importanți indicatori de poziție ai repartițiilor de frecvențe sunt: *media aritmetică, mediana, modulul, media geometrică, media pătratică, media armonică.*

Tabel 3.2. Altitudinea medie (pe carouri de 1 km²) a reliefului dezvoltat pe gresia de Tarcău în bazinul hidrografic Putna

Nr.crt.	Altitudinea reliefului (m)	Nr.crt.	Altitudinea reliefului (m)
1	705	16	1150
2	810	17	1175
3	860	18	1190
4	890	19	1210
5	910	20	1230
6	940	21	1260
7	960	22	1274
8	990	23	1300
9	1030	24	1320
10	1040	25	1350
11	1053	26	1380
12	1077	27	1420
13	1090	28	1470
14	1110	29	1590
15	1130		

Cei mai utilizați în cercetările statistice sunt primii trei indicatori ai poziției repartițiilor, motiv pentru care ne vom ocupa în mod deosebit de aceștia.

Media aritmetică $(\overline{X})$ reprezintă cel mai simplu mod de determinare a tendinței centrale a unei repartiții de frecvențe. Formula de calcul este:

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

$$\left(\overline{X}\right) = \frac{\sum X_i}{n}$$

unde $\overline{X}$ = media aritmetică a valorilor variabilei; X_i = valorile variabilei; n = numărul de valori care se însumează. Calculul mediei aritmetice este exemplificat pentru altitudinea medie a reliefului (pe carouri de 1 km²) dezvoltat pe gresia de Tarcău din bazinul hidrografic al Putnei vrâncene (tabel 3.2) și producției de aluviuni din bazine hidrografice din Carpații Orientali (tabel 3.3). Proprietățile mediei aritmetice sunt cuprinse în următoarele propoziții:

i) media unei mărimi constante este tocmai constanta dată;

Tabel 3.3. Producția de aluviuni pentru bazine hidrografice sub 400 km² dezvoltate pe aria munților flișului , Carpații Orientali (parțial după N. Rădoane, 1987)

Nr. crt	Numele bazinului	Producția de aluviuni (t/km²/an)	Nr. crt	Numele bazinului	Producția de aluviuni (t/km²/an)
1	Pârâu Oii	142,50	21	-	491,00
2	Râșca	145,00	22	Călugăreni	493,70
3	Schit	159,00	23	-	546,00
4	Pângarați	184,00	24	-	577,00
5	Ialomița	187,00	25	-	599,60
6	Moldovița	219,00	26	-	695,00
7	-	223,00	27	Buba	703,00
8	Glodu	248,00	28	-	719,00
9	Oanțu	255,00	29	Potoci	760,00
10	Duruitori	289,00	30	-	773,00
11	Bolătău	297,00	31	Vârlan	774,00
12	Oituz	311,00	32	-	815,00
13	Suceava	333,00	33	Roseni	944,90
14	Putna	348,00	34	Bostanu	986,10
15	Rotaru	358,00	35	-	991,00
16	Asău	387,00	36	-	1050,00
17	Bâsca Mică	396,00	37	-	1200,00
18	Pluton	431,00	38	-	1390,00
19	-	450,00	39	Grozăvești	1577,00
20	-	461,00	40	Huiduman	1643,00

ii) orice mărime constantă poate fi scoasă în afara operatorului mediei;

iii) media unei sume de două variabile aleatoare este egală cu suma mediilor pentru fiecare variabilă în parte;

iv) suma abaterilor valorilor de la media aritmetică este zero.

Mediana (*Md*) reprezintă elementul de mijloc al unei serii aranjate în ordine crescătoare. Dacă numărul de elemente ale seriei este par, mediana este media celor două elemente mijlocii. Mediana este independentă de media

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

aritmetică, având aceeași valoare numai când distribuția frecvenței este perfect simetrică. În exemplul din tabelul 3.2, unde datele sunt ordonate crescător, mediana lui X este cea de a cincisprezecea dintre cele 29 valori. Dacă numărul de elemente ale seriei este par, mediana este media celor două elemente mijlocii. În cazul frecvențelor cumulate, mediana corespunde procentului de 50%.

Dintre caracteristicile medianei menționăm că:

i) este, prin excelență, o măsură a tendinței centrate privind distribuția unei mulțimi de valori;

ii) valoarea ei este influențată de numărul elementelor din serie și nu de valorile extreme.

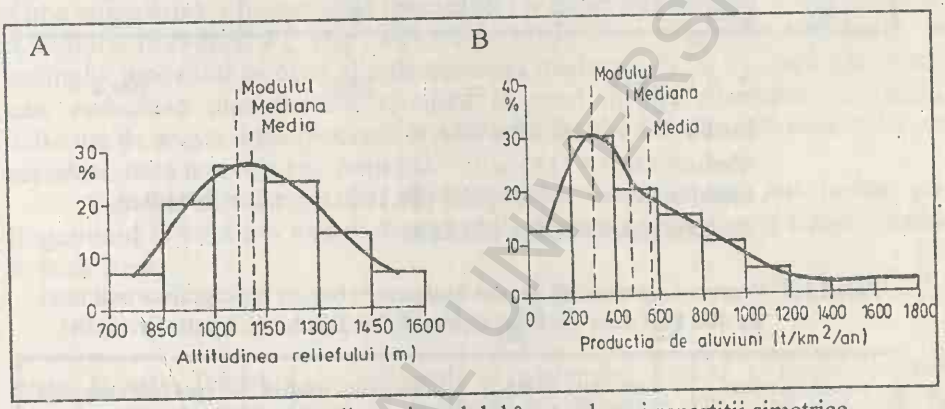


Fig.3.3.A. Media, mediana și modulul în cazul unei repartiții simetrice (date în tabelul 3.2). **B.** Media, mediana și modulul în cazul unei repartiții asimetrice (date în tabelul 3.3)

Modulul (*Mo*) corespunde la valoarea cu frecvență maximă din repartiție. Pentru determinarea modulului, precum și pentru realizarea comparațiilor între medie, mediană și modul utilizăm două exemple (tabelele 3.4 și 3.5 și figurile 3.3.A și B). Se poate observa că există un interval modal corespunzător frecvenței maxime, dar nu cunoaștem exact valoarea modulului. Pentru aceasta se utilizează expresia:

$$Mo = L_{\text{inf}} + \frac{f_a}{f_a + f_b} \cdot m$$

unde L_{inf} =limita inferioară a intervalului modal; f_a =frecvența intervalului situat deasupra intervalului modal; f_b =frecvența intervalului situat sub intervalul modal; m = mărimea intervalului.

Exemple de calcul al modulului sunt date în tabelele 3.4 și 3.5.

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Tabel 3.4. Frecvența altitudinii reliefului modelat pe gresia de Tarcău (bazinul hidrografic Putna)

Clasa de valori	Frecvența absolută (număr de carouri) (*F*)	Frecvența relativă (*f*, %)	Frecvența cumulată (%)
701 - 850	2	6,9	6,9
851 - 1000	6	20,7	27,6
1001 - 1150	8	27,6	55,2
1151 - 1300	7	24,1	79,3
1301 - 1450	4	13,8	93,1
1451 - 1600	2	6,9	100,0
$\sum X = 32914$		29,0	100,0

Media $\overline{X} = 32914 / 29 = 1134,96$ m
Mediana (*Md*) = 1130 m
Modulul (*Mo*) = 1001 + [24,1:(24,1+20,6)] 150 = 1081.9 m
Deviația standard (σ) = 205,26 m

Tabel 3.5. Frecvența producției de aluviuni pentru bazine hidrografice mai mici de 400 km² dezvoltate pe aria munților flișului (Carpații Orientali)

Clase de valori (t/km²/an)	Frecvența absolută (număr de observații) (*F*)	Frecvența relativă (*f*, %)	Frecvența cumulată (%)
0 - 200	5	12,50	12,5
201 - 400	12	30,00	42,5
401 - 600	8	20,00	62,5
601 - 800	6	15,00	77,5
801 - 1000	4	10,00	87,5
1001 - 1200	2	5,00	92,0
1201 - 1400	1	2,50	94,5
1401 - 1600	1	2,50	97,5
1601 - 1800	1	2,50	100,0
$\sum X = 23561,5$		40,00	100,0

Media $\overline{X} = 23561,5 / 40 = 589,04$ t/km²/an
Mediana (*Md*) = 476 t/km²/an
Modulul (*Mo*) = 201+ [20/(20+12,5)] 200= 324 t/km²/an
Deviația standard (σ) = 381,04 t/km²/an

Atunci când repartiția este perfect simetrică, modulul, mediana și media sunt egale. În fig. 3.3 A se exemplifică o repartiție simetrică, în care valoarea celor

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

trei mărimi este foarte apropiată. În cazul repartițiilor asimetrice (fig. 3.3.B) distanța dintre medie și mediană este o treime din distanța dintre medie și modul.

*
* *

În cercetarea sedimentologică se utilizează relații speciale pentru determinarea parametrilor tendinței centrale (King, 1967; Reineck și Singh, 1975; Anastasiu și Jipa, 1983). Acestea se bazează pe valorile obținute de pe curba cumulativă a frecvențelor (percentile) și reprezintă diametrul granulelor de o anumită frecvență: P_5, P_{16}, P_{25}, P_{50}, P_{75}, P_{84}, P_{90}, P_{95} reprezintă, de exemplu, procentul de 50% al repartiției sau mediana; P_{16} și P_{84} sunt procentele care corespund unei deviații standard în jurul mediei repartiției. În spațiul delimitat de aceste două procente se află aproximativ 2/3 din mulțimea valorilor cercetate, dacă repatiția este normală.

Valorile diametrelor pot fi determinate în milimetri sau unități *phi* (logaritmul în baza 2 a valorii diametrului). Formula de obținere a logaritmului în baza 2 este:

$$\log_2 D = \frac{\log_{10} D}{\log_{10} 2}$$

unde D este diametrul în milimetri al particulei. Pentru a facilita această transformare se poate folosi un grafic de conversiune *mm - phi* (fig.3.4). Se observă că valorile mai mari de 1 mm au unități *phi* cu semnul minus, în timp ce pentru o descreștere a dimensiunii particulelor, unitățile *phi* cresc. Metoda are avantajul că nu sunt necesare fracții zecimale foarte mici pentru particulele fine, unitățile *phi* luând, în acest caz, valori pozitive.

Măsurile tendinței centrale a distribuției parametrilor sedimentologici sunt, de asemenea, mediana și media grafică.

Mediana (diametrul cu frecvență de 50%) este un parametru al tendinței centrale foarte mult utilizat în cercetările granulometrice, probabil, și din cauza ușurinței cu care este determinată.

Media grafică este altă măsură de exprimare a tendinței centrale. După Inman (1952), formula de calcul este:

$$M_1 = 1/2(\phi 16 + \phi 84)$$

Folk și Ward (1957) propun o altă formulă de calcul care dă rezultate bune și pentru repartițiile asimetrice și bimodale, spre deosebire de formula lui Inman, care are aplicabilitate, în special, pentru repartițiile simetrice:

$$M_2 = \frac{\phi\ 16 + \phi\ 50 + \phi\ 84}{3}$$

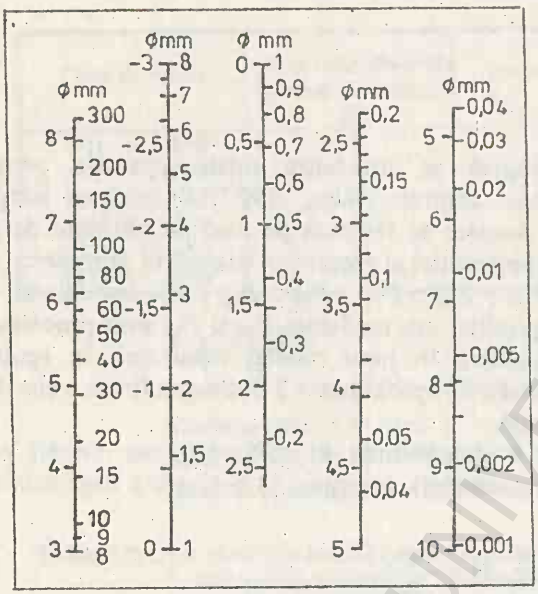


Fig.3.4. Grafic de transformare mm → unități *phi*

Alte formule pentru definirea mediei M pe baza datelor grafice aparțin lui McCammon (1962):

$$M_3 = (\phi 10 / \phi 30 + \phi 50 + \phi 70 + \phi 90) / 5$$

$$M_4 = (\phi 5 + \phi 15 / \phi 25 + ... + \phi 85 + \phi 95) / 10$$

3.3. Mărimi pentru descrierea variabilității datelor

Deoarece într-o mulțime de date numerice există un mare număr de valori care deviază de la medie, este important să cunoaștem în ce măsură are loc această deviație. Oricât de utilă este cunoașterea mediei unor mulțimi de valori, importanța ei se amplifică, dacă avem informații asupra abaterilor de la această medie. Instrumentele care ne stau la îndemână pentru evaluarea gradului de abatere, de o parte și alta a mediei, sunt: *amplitudinea, abaterea standard, dispersia, coeficientul de variație.* Modul de calcul, cât și semnificația lor vor fi prezentate în următoarele paragrafe.

Amplitudinea este dată de diferența între valoarea maximă și cea minimă. Mărimea ei depinde numai de mărimea termenilor extremi ai repartițiilor. Orice schimbare în valoarea celorlalte observații nu modifică amplitudinea.

BCU IASI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Cunoașterea valorilor extreme este importantă pentru multe situații practice: temperaturile maxime și minime în agricultură, diferența între debitele maxime și minime ale râurilor în construcția de baraje, în irigații și în schemele de control ale viiturilor, ș.a.

Abaterea standard (σ) (abaterea medie pătratică, deviația standard) se calculează cu ajutorul relației:

$$\sigma = \sqrt{\frac{(X_i - \overline{X})^2}{n}}$$

unde $\overline{X}$ = media aritmetică, iar X_i = o observație oarecare, $(X_i - \overline{X})$ = abaterea fiecărei observații față de media aritmetică, n = numărul total de observații. Un exemplu de calcul este dat în tabelul 3.6.

Tabel 3.6. Calculul abaterii medii pătratice pentru numărul de râuri de ordinul I în bazine de ordinul V ale Putnei vrâncene

Nr. crt.	Număr de râuri de ordinul I	Abaterea de la medie $(X_i - \overline{X})$	$(X_i - \overline{X})^2$
1	280	87,7	7691,30
2	94	98,3	9662,90
3	242	49,7	2470,00
4	257	64,7	4186,00
5	109	-83,3	6938,90
6	84	-108,3	11728,90
7	98	-94,3	8892,50
8	56	-136,3	18577,70
9	160	-32,3	1043,30
10	465	272,7	74365,30
11	132	-60,3	3636,00
12	338	145,7	21118,50
13	262	69,7	4858,00
14	217	24,7	610,00
15	90	-102,3	10465,30
Total	2884		186354,60
Media	192,3		12423,60

$$\sigma = \sqrt{\frac{(X_i - \overline{X})^2}{n}} = \quad 186354,6/15 = 12423,62 = 111,46$$

Valoarea obținută (σ = 111,46) reprezintă o măsură a gradului de împrăștiere în jurul mediei, respectiv, dacă media este 192, în jurul acesteia, la ± 111, se află cea mai mare parte din numărul de râuri de ordinul I pentru un bazin de ordinul V în sistem Strahler din regiunea exemplificată. Valoarea

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

abaterii standard este influențată de valoarea fiecărui element al repartiției. Datorită ridicării la pătrat, valorile extreme au o pondere mai mare în abaterea standard, decât celelalte valori.

În concepția "repartiției normale" (asupra căreia vom reveni în altă secțiune), abaterea standard are și o altă semnificație: *o abatere standard de o parte și alta a mediei indică spațiul în care se plasează cca 68% din numărul de observații analizate.* O valoare mică a abaterii standard (relativ la valoarea mediei) indică un spațiu strâns în jurul mediei ocupat de cea mai mare parte a măsurătorilor.

Dimpotrivă, o abatere standard mare, înseamnă și o depărtare mare de medie a măsurătorilor, ceea ce este un indiciu important asupra stării mulțimii cercetate. În analiza fenomenelor fizico-geografice, media și abaterea standard dau primele informații asupra complexității lor. Iar dacă se încearcă și o viziune areală a acestor parametri, se pot explica și alte necunoscute în maniera de grupare a datelor.

O analiză de asemenea manieră a fost realizată pentru Carpații Orientali (Rădoane *et al.*, 1989), unde temperatura aerului, precipitațiile atmosferice, debitele lichide și solide ale râurilor sunt investigate din punctul de vedere al statisticii descriptive. S-a avut în vedere o perioadă comună de înregistrare a celor patru procese, respectiv, 1950 - 1986, ca valori anuale.

De exemplu, în cazul temperaturii medii anuale a aerului, s-a constatat că depresiunile intracarpatice și extremitatea estică a Carpaților Orientali, concentrează cele mai mari valori ale abaterii standard, existând o marjă mai mare de variație în jurul mediei multianuale. Probabil, este un efect indirect al inversiunilor termice, care favorizează coborârea puternică a temperaturii, mărind diapazonul de variație. În schimb, culmile carpatice sunt zone în care abaterea standard are valori foarte strânse de medie, ceea ce indică o relativă omogenitate a mulțimii datelor analizate sau, altfel spus, un număr mai mic de factori perturbatori ai repartiției temperaturilor.

Abaterea standard a mulțimii de valori medii lunare a precipitațiilor atmosferice este maximă pe flancul estic al Carpaților Orientali și minimă pe flancul vestic. Variabilitatea înregistrărilor este dependentă de orientarea generală a catenei muntoase, indicând existența unui factor de influență majoră a variabilității precipitațiilor, de exemplu, fenomenul de foehnizare.

În cazul aplicării la debitele lichide și solide ale râurilor s-a observat că abaterile standard sunt mult influențate de mărimea bazinelor hidrografice. S-au constatat, astfel, următoarele relații: o creștere a mărimii bazinelor hidrografice determină o creștere a mediei debitelor lichide și solide, dar și o creștere a abaterii standard. De fapt, Chorley și Kennedy (1971) consideră că abaterea standard este în relație directă cu media pentru ansamblul proceselor fizico-geografice, deși sunt și excepții (fig.3.5).

BCU CLUJ / BABEȘ-BOLYAI UNIVERSITY LIBRARY

Dispersia (sau varianța) reprezintă pătratul abaterii standard (σ^2) și are aceeași semnificație ca și abaterea standard. Varianța este mult mai senzitivă la observații extreme decât deviația standard (din cauza ridicării la pătrat), fapt evident în cazul distribuțiilor asimetrice.

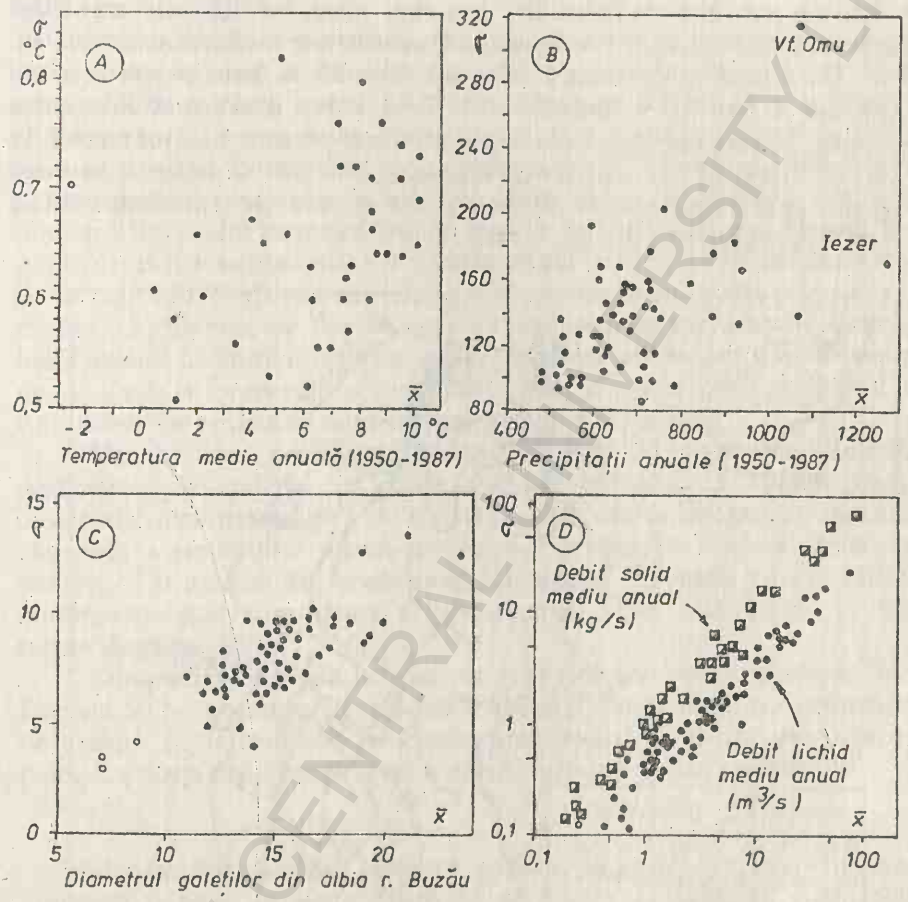


Fig.3.5. Relații între medie ($\overline{X}$) și abaterea standard (σ) pentru variate procese fizico -geografice.

Coeficientul de variație (C_v) reprezintă o altă măsură a gradului de împrăștiere în jurul mediei, cu semnificație asemănătoare abaterii standard și dispersiei dar redat în procente. Aceasta permite realizarea de comparații între

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

mai multe repartiții din diferite locuri și timpuri. Coeficientul de variație este raportul dintre abaterea standard și media aritmetică:

$$C_v = \frac{\sigma}{X} \cdot 100$$

Cu cât valoarea coeficientului este mai mare, cu atât este mai mare împrăștierea în jurul mediei. Coeficientul de variație este o măsură a variabilității relative. Un coeficient de variație mic, sub 30 - 35 %, cum este și în cazul exemplificat în fig. 3.3.A, unde Cv = 21,7 %, indică o structură omogenă a colectivității, în care termenii seriei se concentrează puternic în jurul mediei. În schimb, un coeficient de variație ce depășește 70 - 75 % indică o structură eterogenă a colectivității pentru care media are un nivel de semnificație scăzut (Cv = 64,7 % în exemplul din fig. 3.3.B).

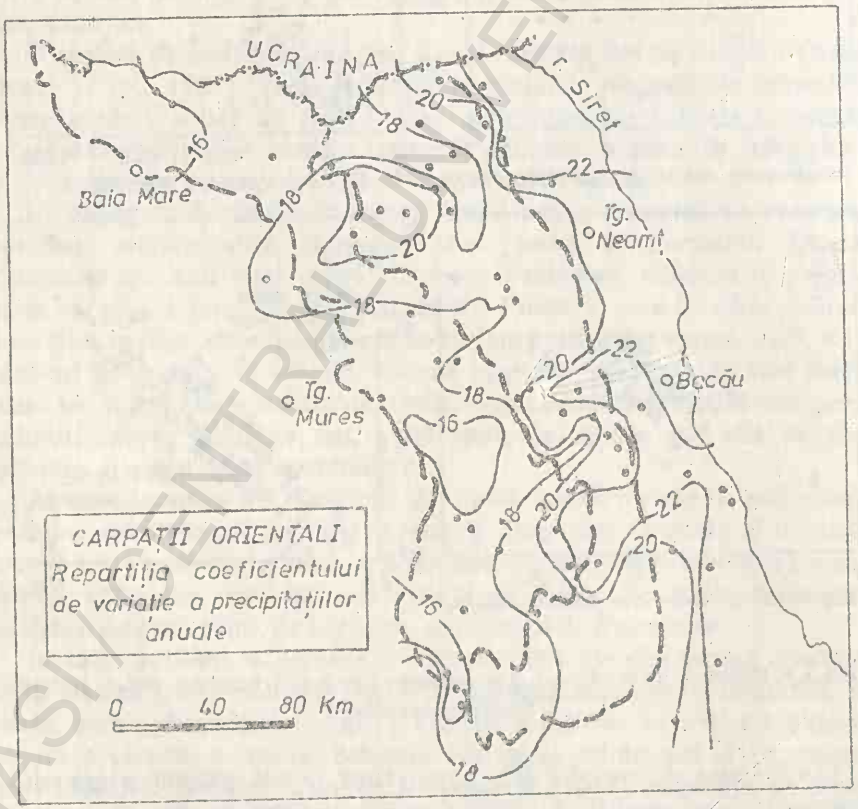


Fig. 3.6. Carpații Orientali. Harta coeficientului de variație a precipitațiilor anuale (Maria Rădoane *et al.*,1989)

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Coeficientul de variație are o valoare potențială mult mai mare decât abaterea standard în măsurarea împrăștierii în jurul mediei, în mare parte, datorită faptului că este eliminată relația directă posibilă între media aritmetică și abaterea standard. Hărțile coeficientului de variație calculat pentru unele procese fizico - geografice din Carpații Orientali reprezintă un exemplu edificator pentru cele arătate mai sus(fig. 3.6.).

Fără a intra în comentarii de mai mare întindere, putem remarca faptul că variabilitatea maximă a temperaturii medii a aerului se înregistrează în mod remarcabil de uniform la nivelul culmilor carpatice, dar fără să ne informeze în plus despre rolul depresiunilor intracarpatice, care a ieșit în evidență în relație cu abaterea standard. În schimb, pentru precipitații este relevantă și o altă observație pe care abaterea standard nu a sesizat-o foarte accentuat: influența dominantă a orientării flancurilor carpatice față de masele de aer dominante. Flancul vestic, propriu maselor ascensionale, se caracterizează prin repartiții ale precipitațiilor cu cel mai redus coeficient de variație, deci sunt uniforme, strâns grupate în jurul mediei. Dimpotrivă, pe flancul estic variabilitatea crește, probabil datorită în mare măsură foehnizării maselor de aer. Aceleași mase de aer contribuie mult mai uniform la formarea precipitațiilor pe flancul vestic, decât pe flancul estic. Rezultatul este evident în valoarea coeficientului de variație.

Variabilitatea debitelor lichide și solide, așa cum este ilustrată de coeficientul de variație, nu diferă mult de cea dată de eroarea standard. Observația suplimentară pe care o putem reține este în legătură cu structura de ansamblu a repartițiilor proceselor fizico - geografice studiate. Putem chiar remarca și o gradare din acest punct de vedere. Procesele cu cea mai mare uniformitate sunt temperatura și precipitațiile, unde coeficientul de variație rareori depășește 25 %.

Dimpotrivă, debitele lichide, dar mai ales cele solide depășesc în mod frecvent 50 %. Această gradare poate fi atribuită complexității și numărului mare de factori ce influențează procesele: mai redus la nivelul temperaturii și precipitațiilor și mai mare în cazul scurgerii lichide și solide a râurilor.

*

* *

Asemănător evaluării tendinței centrale, în cercetarea granulometrică se utilizează o serie de formule privind aprecierea gradului de uniformitate a repartiției. Acestea sunt:

Coeficientul de sortare Trask (So)

$$So = \sqrt{\frac{P_{75}}{P_{25}}} \ (mm)$$

unde P_{25} și P_{75} sunt dimensiunile particulelor ce corespund frecvențelor de 25% și 75% pe curba cumulativă. În cazul unei uniformități perfecte a dimensiunilor granulelor P_{25} și P_{75}, , $So = 1$.

BCU CLUJ CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Krumbein (1934) a transpus în unități *phi* coeficientul de sortare Trask sub denumirea de *deviația cuartilelor*.

Deviația standard grafică (σ_1) (cf. Inman, 1952) indică uniformitatea distribuției prin media dimensiunilor (în unități *phi*) corespunzătoare frecvențelor în punctele de inflexiune a curbei normale:

$$\sigma_1 = \frac{1}{2}(\phi 84 - \phi 16)$$

Acest parametru al uniformității este superior coeficientului de sortare Trask, întrucât exprimă dispersia într-un interval de 68 % al repartiției granulometrice.

Deviația standard inclusivă (σ_2) (cf. Folk și Ward, 1957), care include 90 % din distribuția granulometrică, este o mai bună evaluare a gradului de uniformitate:

$$\sigma_2 = \frac{\phi 84 - \phi 16}{4} + \frac{\phi 95 - \phi 5}{6.6}$$

McCammon (1962) sugerează utilizarea unui număr și mai mare de percentile în calculul deviației standard:

$$\sigma_3 = (\phi 84 + \phi 95 - \phi 5 - \phi 15) / 5{,}4$$

$$\sigma_4 = (\phi 70 + \phi 80 + \phi 90 + \phi 97 - \phi 3 - \phi 10 - \phi 20 - \phi 30) / 9{,}1$$

Eficiența metodelor grafice de estimare a indicatorilor statistici ai repartițiilor granulometrice a fost discutată de McCammon (1962) pe bază varianței minime a estimatelor. Rezultatele lui pot fi exprimate în formă tabelară:

M_1 (Inman, 1952)	74
M_2 (Folk și Ward,1957)	88
M_3 (McCammon,1962)	93
M_4 (McCammon,1962)	97
So(Trask)	37
σ_1(Inman,1952)	54
σ_2(Folk și Ward,1957)	79
σ_3(McCammon,1962)	79
σ_4(McCammon,1962)	87

3.4. Forma repartițiilor

3.4.1. Parametrii simetriei repartiției

Dacă două repartiții de frecvențe au aceeași medie și același grad de uniformitate pot să difere în privința gradului de simetrie.

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Coeficientul de asimetrie al lui Pearson măsoară abaterile de la simetrie ale repartițiilor și se calculează cu ajutorul relației :

$$As = \frac{\overline{X} - Mo}{\sigma}$$

în care $\overline{X}$ =media aritmetică; Mo =modulul; σ = abaterea medie pătratică (abaterea standard). Când $As < 0$, deci $\overline{X} < Mo$, repartiția prezintă o *asimetrie de stânga*; când $As = 0$, $\overline{X} = Mo$, repartiția este *simetrică*; când $As > 0$, $\overline{X} > Mo$, repartiția prezintă o *asimetrie de dreapta*.

Pentru repartițiile moderat asimetrice, coeficientul de asimetrie trebuie să ia valori cuprinse între limitele următorului interval:

$$-0,3 < As < 0,3$$

Pentru valori în afara acestui interval se consideră că repartițiile respective sunt extrem asimetrice.

În exemplele discutate (tabelele 3.4 și 3.5) asimetria repartițiilor este următoarea:

$$As = \frac{1134,96 - 1081,9}{246,447} = 0,21$$

Valoarea aceasta indică o repartiție foarte puțin asimetrică pentru valorile de altitudine a reliefului din bazinul hidrografic Putna. În schimb,

$$As = \frac{589,04 - 324}{381,04} = 0,43$$

ceea ce indică o asimetrie de dreapta mai accentuat pentru repartiția producției de aluviuni din bazinele hidrografice mici din Carpații Orientali (aria munților flișului).

În domeniul repartițiilor granulometrice au fost propuse relații în care asimetria este măsurată pe baza depărtării mediei ($\overline{X}$) de mediană (Md). În repartițiile simetrice media și mediana coincid.

După Inman (1952) relația este:

$$As_1 = \frac{\phi M - \phi Md}{\phi\sigma}$$

sau

$$As_2 = \frac{\phi 16 + \phi 84 - 2 \cdot \phi 50}{\phi 84 - \phi 16}$$

$$As_3 = \frac{\phi 5 + \phi 95 - 2 \cdot \phi 50}{2(\phi 95 - \phi 5)}$$

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Folk și Ward (1957) au prezentat un singur coeficient de asimetrie, făcând media celor doi indici ai lui Inman:

$$As_4 = \frac{\phi 16 + \phi 84 - 2 \cdot \phi 50}{2(\phi 85 - \phi 16)} + \frac{\phi 5 + \phi 95 - 2\phi 50}{2(\phi 95 - \phi 5)}$$

Limitele matematice ale acestei formule sunt de la +1,0 la -1,0, dar puține curbe au o asimetrie mai mare de +0,8 și -0,8.

3.4.2. Parametrii ascuțimii curbelor de frecvență

În caracterizarea repartițiilor unimodale, un interes deosebit îl prezintă și determinarea gradului de concentrare, de aglomerare a frecvențelor în zona centrală a distribuției. Cunoașterea acestui aspect este importantă pentru aprecierea gradului de semnificație a indicatorilor tendinței centrale. În statistică, această însușire a distribuțiilor unimodale este cunoscută sub numele de *kurtozis* sau *acces*. În determinarea kurtozisului (K) se folosește coeficientul de boltire C_b, care se calculează ca raport între momentul centrat de ordinul 4 (μ_4) și pătratul momentului centrat de ordinul 2 (μ_2^2 - adică pătratul dispersiei), potrivit relației:

$$C_b = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} = \frac{\mu_4}{(\sigma^2)^2}$$

Momentul centrat de ordinul 4 se calculează astfel:

$$\mu_4 = \frac{\Sigma (X - \overline{X})^4 \cdot F}{n}$$

unde F = frecvența absolută, n = numărul total de observații.

Cunoscând că pentru repartiția normală $C_b = 3$ și considerând această valoare ca nivel standard în măsurarea gradului de boltire a repartițiilor unimodale, kurtozisul acestor repartiții este dat de relația:

$$K = C_b - 3$$

Dacă $C_b > 3$, deci $K > 0$, repartițiile sunt numite *leptocurtice*, adică au vârful curbei îngust, mai ascuțit; dacă $C_b = 3$, deci $K = 0$, repartițiile sunt normale; dacă $C_b < 3$, deci $K < 0$, repartițiile sunt numite *platicurtice*, adică cu vârful mai plat, mai turtit, mai larg.

Gradul de ascuțime al repartițiilor exemplificate de noi (tabelele 3.4 și 3.5) este calculat astfel: se pleacă de la valorile care reprezintă mijlocul intervalelor în

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

clasele de valori din tabelul 3.4, respectiv, (700+850)/2 = 775; (850 + 1000)/2 = 925 și așa mai departe. Se calculează momentul centrat de ordinul 4.

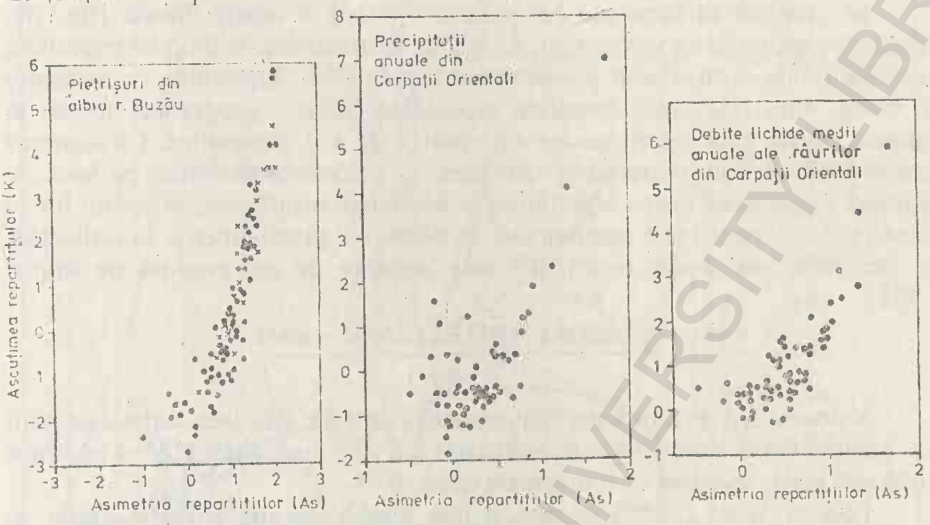


Fig.3.7. Relații între asimetria și ascutimea repartițiilor în domeniul unor procese fizico - geografice

$$\mu_4 = \frac{(775-1135)^4 \cdot 2 + (923-1135)^4 \cdot 6(1075-1135)^4 \cdot 8 \ldots}{29} =$$

$$= 3636684482$$

$$\mu_2^2 = \frac{(775-1135)^2 \cdot 2 + (925-1135)^2 \cdot 6 + (1075-1135)^4 \cdot 8 + \ldots}{29} =$$

$$= 1169635212$$

$$C_b = \frac{3636684482}{169635212} = 3{,}109$$

Deoarece C_b depășește cu puțin valoarea 3,0 repartiția analizată tinde foarte puțin spre leptocurtică (K = 3,109 - 3 = 0,109). Pentru cel de al doilea exemplu (tabel 3.5) coeficientul de boltire, C_b este

$$C_b = \frac{75316824026}{21080566329} = 3{,}573$$

În acest caz, coeficientul de boltire este mult mai mare de 3, deci repartiția este leptocurtică (K = 3,573 - 3 = 0,573).

Analiza tipurilor de repartiții de frecvențe în domeniul unor fenomene fizico-geografice, cum sunt precipitațiile atmosferice, debitele lichide ale

BCU "ASTRA" CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

râurilor, pietrișurile din albiile de râu, a condus la evidențierea unor relații între ascuțimea și asimetria repartițiilor de frecvențe.

Se constată că între cei doi parametri există o relație directă (fig.3.7), respectiv, repartițiile simetrice sunt, de regulă, mezocurtice, în timp ce repartițiile cu asimetrie de dreapta sunt predominant leptocurtice. Repartițiile cu asimetrie de stânga sunt mai puțin specifice proceselor fizico - geografice; totuși, în puținele situații când apar, acestea au tendința de a fi platicurtice. Cunoașterea acestor tendințe este importantă, mai ales, în cercetările statistice pe bază de eșantion. Cunoscând forma repartițiilor și tendințele manifestate în cadrul lor se poate evalua dimensiunea eșantionului. În domeniul granulometric se utilizează, de asemenea, mai multe relații, din care amintim pe cea propusă de Inman (1952):

$$K_1 = \frac{1/2(\phi 16 - \phi 5) - 1/2(\phi 95 - \phi 84)}{\sigma\phi}$$

Valoarea $K\phi$ pentru repartiția normală este 0,65, dar dacă curba este mult mai ascuțită decât curba normală, valoarea va fi mai mică decât 0,65 și pentru o curbă mai plată, valoarea va fi mai mare decât 0,65.

Folk și Ward (1957) propun o altă relație, numită kurtozis grafic, și anume:

$$K_2 = \frac{\phi 95 - \phi 5}{2{,}44(\phi 75 - \phi 25)}$$

Limitele matematice sunt 8,0 (pentru repartiții extrem de ascutite și înguste) și 0,41(valoarea minimă matematic posibilă), dar nu au fost găsite repartiții sub 0,5, ceea ce înseamnă o curbă foarte aplatizată. Între aceste limite, bineînțeles, există curba repartiției normale cu valoarea kurtozisului de 1,0.

3.5. Mărimea și frecvența forțelor în procesele geomorfologice

Un aspect cu totul particular al repartițiilor de frecvențe este legat de conceptul de *efectivitate geomorfologică.* Acesta este definit în felul următor (cf. Wolman și Gerson, 1978): *abilitatea cu care un proces sau combinație de procese afectează sau modifică o formă de relief.* Conceptul se bazează pe faptul că există două tipuri de repartiții: o repartiție a frecvențelor și o alta a mărimii. Produsul dintre acestea două este "lucru geomorfologic".

Procesele de mărime neobișnuită (cum ar fi o viitură devastatoare, o furtună, ș.a.) au fost considerate mult timp drept cele mai răspunzătoare de schimbările provocate în formele de relief. Deși, aparent, așa stau lucrurile, după o aprofundată analiză a înregistrării fenomenelor, s-a constatat că în schimbarea formelor de relief este hotărâtoare nu numai *mărimea* procesului (forței) ci, mai ales, *frecvența* cu care se produce.

BCU CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

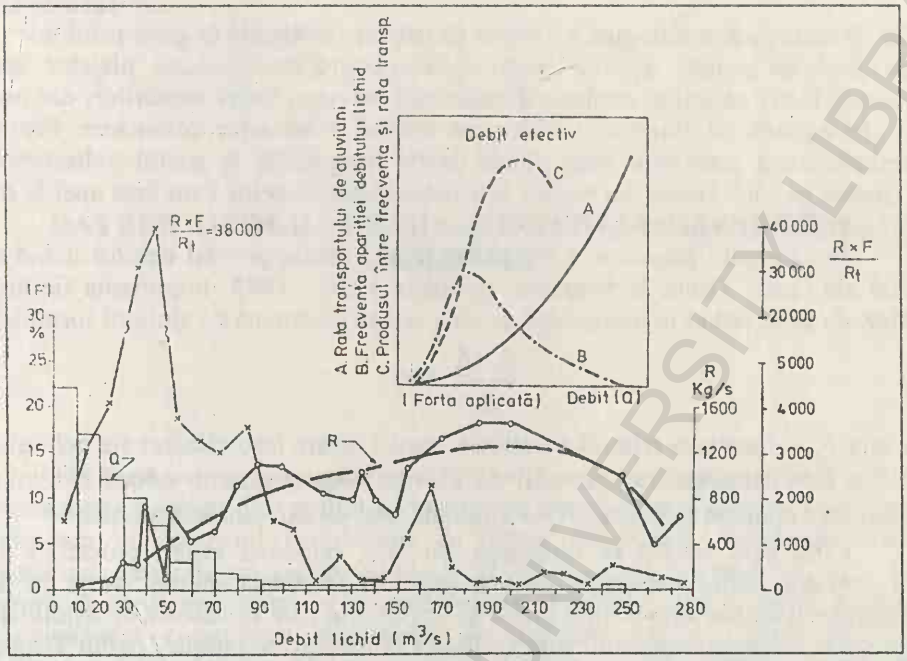


Fig. 3.8. Efectivitatea geomorfologică a râului Trotuș, care este maximă în zona de intersecție a curbelor de frecvență a debitului lichid și a ratei de transport a aluviunilor (Maria Rădoane, I.Ichim, 1986)

De exemplu, principalele caracteristici ale albiilor se formează ca efect al unei relații strânse între mărimea și frecvența forței de modelare (debitul lichid). Aceasta înseamnă că efectivitatea unui debit dat pe o perioadă de ani este determinată de doi factori: mărimea și frecvența acestuia. Mărimea sau semnificația relativă a unui debit dat este reprezentată prin rata de transport a aluviunilor (a) (fig.3.8.a). Rata transportului de material solid (R) depinde de forță (respectiv, debitul Q) după o relație de forma:

$$R = k \cdot Q^n$$

reprezentată în fig. 3.8.a. Frecvența cu care se produce un debit dat este redat printr-o curbă (b) care indică o repartiție asimetrică, comună fenomenelor de natură hidrologică - climatologică. Cele mai frecvente debite sunt moderate și transportă o cantitate redusă de aluviuni. Efectivitatea geomorfologică relativă (c) este dată de produsul dintre rata transportului de aluviuni și frecvența forței ce determină transportul. Maximul acestei curbe se află la intersecția între frecvența debitului și rata de transport a aluviunilor și s-a realizat prin cumularea forței exercitate de debitele cu valori moderate, dar cu mare frecvență de a se produce.

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Efectivitatea geomorfologică a forțelor de mărime moderată în geomorfologie a fost evaluată pentru diferite medii fizico-geografice: evoluția plajelor sub acțiunea forței valurilor, evoluția dunelor sub acțiunea forței vânturilor, dar mai ales în legătură cu dinamica albiilor sub controlul debitelor dominante. Pentru exemplificarea calculelor vom utiliza datele înregistrate la postul hidrometric Vrânceni pe râul Trotuș, iar pentru interpretarea rezultatelor vom face apel la un studiu realizat pentru întregul bazin Trotuș (Rădoane și Ichim, 1986).

În exemplul prezentat s-au utilizat datele lunare privind debitul lichid și solid ale râului Trotuș la Vrânceni, perioada 1950 - 1985. Importanța fiecărei valori de debit lichid în transportul de aluviuni se determină cu ajutorul formulei:

$$\frac{F_q \cdot R}{R_t} \cdot 100$$

în care F_q = frecvența relativă a valorilor medii lunare (sau zilnice) ale debitului lichid; R = mărimea transportului de aluviuni corespunzător valorii debitului lichid de o anumită frecvență; R_t = volumul total de aluviuni transportate.

Cifra care rezultă se înmulțește cu 100, obținând astfel, procentul de aluviuni din totalul transportat de o scurgere de frecvență anume. Acest tip de prelucrare a datelor este ilustrat grafic în fig.3.8, din care se observă că tendințele teoretice (redate în medalion) sunt verificate la nivelul exemplului râului Trotuș, și anume:

i) curba debitului de aluviuni indică o creștere exponențială, funcție de debitul lichid;

ii) curba frecvenței debitului lichid arată o repartiție puternic asimetrică, proprie fenomenelor naturale;

iii) produsul dintre frecvența (în procente) de apariție a unei valori de debit lichid și cantitatea de aluviuni ce corespunde acelei valori de debit lichid oferă o măsură de apreciere a eficienței (sau efectivității) unei mărimi de scurgere lichidă în transportul de aluviuni. Acest produs, redat în procente, ia valori maxime, aproximativ, în dreptul intersecției curbei frecvenței debitului lichid cu a curbei de creștere a debitului solid.

iv) mărimea debitului lichid (mediu lunar) cu efectivitate maximă în transportul de aluviuni este cel cu o perioadă de repetabilitate de aproximativ *3 luni și jumătate*. Valoarea acestui debit este de 33,8 m^3/s și este responsabil de transportul a 54,9 % din totalul de 1 202 000 tone/an aluviuni.

Creșterea valorii debitului efectiv are importanță deosebită, mai ales, în situațiile când într-un sistem hidrografic se intervine cu lucrări și amenajări de interes economic: un lac de baraj, un canal, îndiguiri a căror funcționalitate este în strânsă legătură cu transportul de aluviuni.

BCU "BABEȘ-BOLYAI" UNIVERSITY LIBRARY

Capitolul 4

DATELE GEOGRAFICE ÎN CONTEXTUL REPARTIȚIEI NORMALE

În acest capitol ne ocupăm de câteva noțiuni generale privind conceptul de normalitate a repartițiilor mulțimii datelor, cu privire specială asupra repartițiilor empirice în domeniul variabilelor de natură geografică. Problema testelor statistice, deși este un capitol fundamental în statistica matematică, nu a fost abordată decât accidental în această lucrare. Pentru a suplini lipsa acestora, recomandăm consultarea manualelor de statistică, precum Snedecor(1968), Mihoc și Craiu (1977), Moineagu *et al.* (1976), ș.a. În ceea ce ne privește, aspectele pe care le supunem atenției sunt legate de: i) prezentarea unor exemple de variabile cu repartiție normală; ii) prin ce se definește curba normală și cum poate fi evaluată pentru o repartiție empirică; iii) determinarea probabilității unui fenomen folosind repartiția normală; iv) devierea de la normalitate a datelor geografice; v) problema dimensiunii optime a eșantionului.

4.1.Variabile cu repartiție normală

Repartiția normală (legea normală Gauss) are o serie de proprietăți care permit să apreciem valabilitatea estimărilor efectuate prin tehnica eșantioanelor. Repartiția normală se ilustrează printr-o curbă uniform simetrică, cu o tendință de grupare a datelor spre mijlocul intervalului și o diminuare a numărului lor spre extreme. Ea caracterizează un mare număr de fenomene ale lumii reale: distribuția temperaturii aerului, a unghiului de pantă al versanților, a înălțimii arborilor, a nivelului apelor într-un bazin acvatic ș.a.

Teoretic, o variabilă normal distribuită este continuă și poate lua orice valoare între minus infinit și plus infinit. În practică, multe variabile iau numai o valoare pozitivă, inclusiv zero (de exemplu, precipitațiile, în mm; presiunea, în milibari; distanța, în kilometri) sau valori pozitive și negative într-un spațiu restrâns (de exemplu, temperatura aerului sub și peste 0°C, înălțimea reliefului

BCU "BABEȘ-BOLYAI" UNIVERSITY LIBRARY

deasupra și sub nivelul mării, diferența unghiului de pantă, ș.a.). De exemplu, unghiul de pantă poate fi privit ca o variabilă cu adevărat continuă (fig. 4.1).

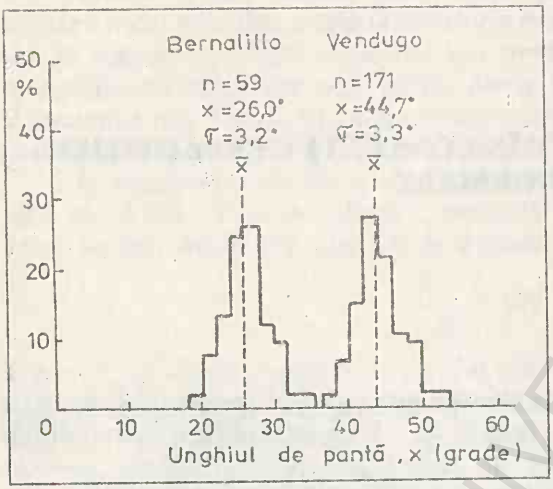


Fig. 4.1. Exemplu de variabilă repartizată normal (unghiul de pantă al versantilor) (Strahler, 1950)

Simetria fiecărei repartiții arată că într-o regiune de, relativ, mică întindere, unde condițiile sunt mai mult sau mai puțin uniforme, pantele versanților tind să se apropie de un unghi de echilibru, dat de valoarea medie (26° pentru regiunea Bernalillo, New Mexico și 44,7° pentru regiunea Verdugo, California) (Strahler,1950). Acest unghi de echilibru este determinat de factorii de control, și anume: litologia, climatul, solul, vegetația, energia de relief. Fluctuațiile în jurul mediei sunt atribuite variațiilor sistematice, dar minore, care se datoresc microreliefului.

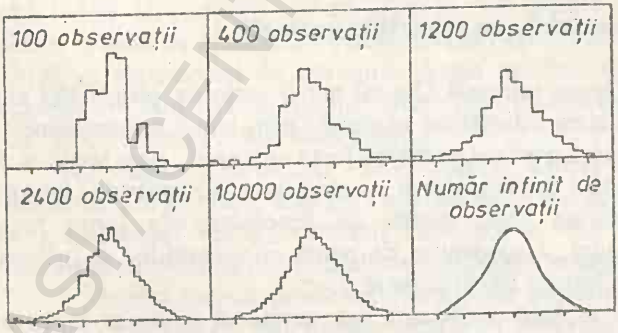


Fig. 4.2. Tendința de apropiere de curba normală odată cu creșterea numărului de observații (Williams, 1989)

Exemplul scoate în relief, mai ales, faptul că repartițiile normale pot fi identificate când se studiază variabile în condiții cvasi-uniforme; în cazul de față, regiuni relativ de mică întindere în care factorii majori de control ai unghiului de

pantă sunt aceiași pentru o populație mai mare de valori. Dacă dimensiunea regiunii crește, fluctuațiile valorilor de pantă ale versanților cresc, de asemenea și, în consecință, repartițiile devin asimetrice. De asemenea, dacă numărul de observații (măsurători) este în creștere, repartiția frecvenței tinde să fie din ce în ce mai apropiată de o curbă lipsită de asperități (fig.4.2). Un număr infinit de observații presupune o curbă normală. Citându-l pe Bradley (1976), putem arăta că "repartiția normală este o ficțiune normală". Este imposibil ca o variabilă din lumea reală să aibă o repartiție *exact normală*, deși pentru anumite variabile, totalul repartiției lor este *aproximativ* normal. Imposibilitatea este dată de faptul că repartiția normală se extinde de la $-\infty$ la $+\infty$.

4.2. Curba normală

Forma globală a repartiției normale poartă denumirea de curbă normală și are următoarea ecuație:

$$Y = \frac{Ne^{-(x-\mu)^2 / 2\sigma^2}}{\sigma\sqrt{(2\pi)}}$$

unde Y este înălțimea curbei ce corespunde la o valoare dată a lui X (X fiind măsurat în lungul axei orizontale și Y în lungul celei verticale), în timp ce μ este valoarea medie a lui X, iar σ este deviația standard a lui X. N este numărul total de subiecți în populație (adică dimensiunea populației sau numărul total de valori X). π și e sunt constantele 3,14159... și, respectiv 2,71828....

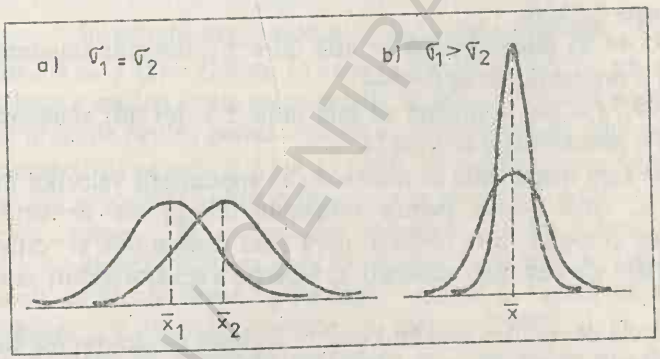


Fig.4.3. Exemple de curbe normale

Depinzând de valorile lui μ și σ, repartiția normală poate presupune orice varietate de forme și poziții. Astfel, în fig.4.3 a) repartițiile normale au aceeași deviație standard sau formă, dar diferite medii și poziții, în timp ce în fig.4.3 b) ele au aceeași medie, diferite deviații standard și, în consecință, diferite forme. Repartiția normală este simetrică în jurul mediei, iar media, mediana și

BCU "I. CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

modulul sunt egale. Este simetrică, aşadar, faţă de axa *OY*. Aria totală cuprinsă între curba normală şi axa *X*-ilor este egală cu 1,0.

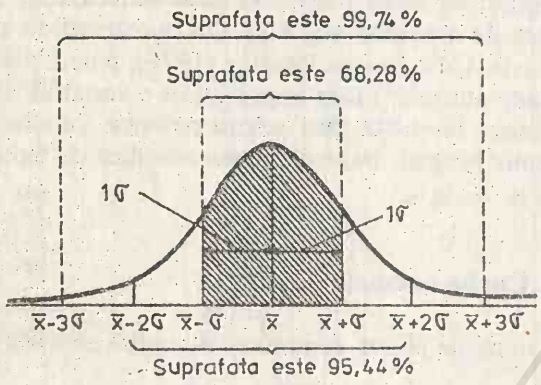


Fig.4.4. Semnificaţia arealelor sub curba normală.

Curba normală se aplatizează, apropiindu-se de axa orizontală asimptotic (adică se apropie de axă fără să o atingă), pe măsura îndepărtării de medie. În suprafaţa inclusă sub curbă se cuprind toate observaţiile sau măsurătorile asupra fenomenului studiat, care reprezintă o probabilitate de 1,0 sau 100 %. Funcţie de valoarea mediei şi deviaţiei standard, în cadrul curbei normale se delimitează următoarele areale (fig. 4.4):

i) aproximativ 68,26% din suprafaţa sub curbă se află între o deviaţie standard de o parte şi alta a mediei şi, astfel, probabilitatea unei valori de a se afla în asemenea limite este 0,6826;

ii) aproximativ 95,44 % din suprafaţă se află între ±2 deviaţii standard faţă de medie, rezultând o probabilitate de 0,9544;

iii) aproximativ 99,74% din suprafaţă se află între ±3 deviaţii standard faţă de medie, rezultând o probabilitate de 0,9974.

Datele procentuale sunt foarte utile ca indicatori ai împrăştierii valorilor în jurul mediei, dar ele au cifre numai pentru numerele întregi ale deviaţiei standard. Un tablou mai complet este obţinut, dacă sunt disponibile şi cifre pentru valorile intermediare ale deviaţiei standard. O selecţie a acestor valori este dată în tabelul 4.1.

Alt mod de utilizare a deviaţiilor standard este în legătură cu *determinarea erorilor grosolane*. S-a arătat că valorile sub curba normală nu variază mai mult de 3 deviaţii standard, chiar dacă numărul de observaţii este relativ mic. Se apreciază că valorile care se înregistrează dincolo de 3 σ în situaţia când $n = 50$ trebuie privite cu oarecare suspiciune. În mod excepţional, pot exista şi valori care să se producă şi în cadrul a 50 de cazuri studiate.

În general, în asemenea situații este necesară o verificare atentă a valorilor care depășesc 3 σ. Poate o cifră a fost scrisă greșit, poate aparatul de măsurare a avut o defecțiune, poate s-a pierdut din vedere o mică schimbare în caracterul datelor si atunci controlul "3 deviații standard" reprezintă o garanție foarte bună împotriva erorilor grosolane. Noi am aplicat acest control la datele pe care le-am utilizat în exemplele de până acum, respectiv, lungimea ravenelor din bazinul hidrografic Jijia (fig.2.8.A), altitudinea reliefului modelat pe gresia de Tarcău din bazinul râului Putna (Vrancea) (fig.3.3.A) și producția de aluviuni din bazine hidrografice mici din aria munților flișului (tabel 3.3 și fig.3.3 B).

Tabel 4.1. Valori procentuale ale suprafețelor sub curba normală la diferite deviații standard (σ) (Gregory,1964)

%	σ	%	σ
10,00	0,1257	90,00	1,6449
20,00	0,2533	92,00	1,7507
30,00	0,3853	94,00	1,8808
38,30	0,5000	95,45	2,0000
40,00	0,5244	96,00	2,0537
50,00	0,6745	98,00	2,3263
60,00	0,8416	98,76	2,5000
68,26	1,0000	99,00	2,5758
70,00	1,0364	99,73	3,0000
80,00	1,2816	99,95	3,5000
86,64	1,5000	99,99	4,0000

În primul caz, unde n = 2653 de observații, $\overline{X}$ = 200 m, σ = 153 m rezultă că 3 σ = 459 m. În ceea ce privește valorile situate în arealul din partea stângă a mediei, toate măsurătorile se includ în curba normală. Nu aceeași situație se prezintă pentru partea dreaptă a curbei normale. Din tabelul 3.1 se constată că observațiile se extind până la 2050, or conform criteriului 3 σ, valorile care se includ sub curba normală se opresc la aproximativ 700 m. Restul de 43 de valori care depășesc 700 m sunt din categoria erorilor grosolane și trebuie eliminate din mulțimea valorilor luate în calcul. În cazul de față, explicația celor 43 de erori calificate drept "grosolane" constă în faptul că lungimea ravenelor s-a măsurat pe hărți topografice la scara 1/25000 și nu în teren, incluzându-se involuntar în categoria ravenelor și formațiunilor de adâncime care, mai degrabă, erau văi elementare.

Procedura de calculare a curbei normale pentru o repartiție empirică este următoarea:

1.Se determină media , $\overline{X}$ și deviația standard, σ, a datelor analizate;

2.Se calculează suprafața histogramei ($n \times m$), unde n = numărul de observații, iar m = intervalul claselor;

Tabel 4.2. Ordonate ale curbei normale (valori zecimale ale lui *Z*)

Z	0,0	0,1	0,2	0,3	0,4
0,0	1,0000	0,9950	0,9802	0,9560	0,9231
1,0	0,6065	0,5461	0,4868	0,4296	0,3753
2,0	0,1353	0,1103	0,0889	0,0710	0,0561
3,0	0,0111	0,0082	0,0060	0,0043	0,0031
4,0	0,0003	0,0002	0,0002	0,0001	0,0001

3.Se determină punctul cel mai înalt pe curba normală, care va coincide cu valoarea mediei, $\overline{X}$. Înlocuind μ pentru $\overline{X}$ în ecuația curbei normale, înălțimea maximă a curbei este dată de

$$Y_{max} = \frac{N \cdot m}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-(\mu-\mu)^2/2\sigma^2} = \frac{N \cdot m}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{0} = \frac{N \cdot m}{\sigma\sqrt{2\pi}} = \frac{0{,}39894228 N \cdot m}{\sigma}$$

Tabel 4.3. Calcularea curbei normale (cf. Williams,1984)

Distanța de la medie ($\overline{X}$) ($\overline{X}$ = 8,4)	*Z*	Înălțimea curbei la *Z* ca proporție din înălțimea maximă (valori din tabelul 4.2)	Înălțimea curbei normale (Y_{max}) x col.3
(1)	(2)	(3)	(4)
$\overline{X}$ = + 3,0 σ = 10,59	3,0	0,0111	2,375
$\overline{X}$ = + 2,5 σ = 10,23	2,5	0,0439	9,392
$\overline{X}$ = + 2,0 σ = 9,86	2,0	0,1353	23,950
$\overline{X}$ = + 1,5 σ = 9,49	1,5	0,3247	69,470
$\overline{X}$ = + 1,0 σ = 9,13	1,0	0,6065	129,760
$\overline{X}$ = + 0,5 σ = 8,76	0,5	0,8825	188,810
$\overline{X}$ = 8,40	0,0	1,0000	213,950
$\overline{X}$ = – 0,5 σ = 8,03	0,5	0,8825	188,810
$\overline{X}$ = – 1,0 σ = 7,67	1,0	0,6065	129,760
$\overline{X}$ = – 1,5 σ = 7,30	1,5	0,3247	69,470
$\overline{X}$ = – 2,0 σ = 6,94	2,0	0,1353	23,950
$\overline{X}$ = – 3,0 σ = 6,57	2,5	0,0439	9,392
$\overline{X}$ = – 3,0 σ = 6,21	3,0	0,0111	2,375

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

4.Se determină punctele suplimentare pe curbă la distanțe selectate de o parte și alta a mediei. Pentru aceasta se folosesc tabelele 4.2 și 4.3;

5.Se plasează punctele curbei normale pe histogramă și se desenează curba.

Pentru exemplificare am considerat un eșantion format din 783 de valori lunare ale temperaturii aerului la Piatra Neamț pentru care se determină histograma repartiției de frecvențe (fig. 4.5).

1.Media eșantionului, $\overline{X} = 8{,}4°C$ și deviația standard, $\sigma = 0{,}73$.

2.$n = 783$, $m = 0{,}5$.

3. $$Y_{max} = \frac{0{,}39894 \cdot n \cdot m}{0{,}73} = \frac{0{,}39894 \cdot 783 \cdot 0{,}5}{0{,}73} = 213{,}95$$

4.Se utilizează tabelele 4.2 și 4.3.

5.Se trasează curba normală (fig. 4.5).

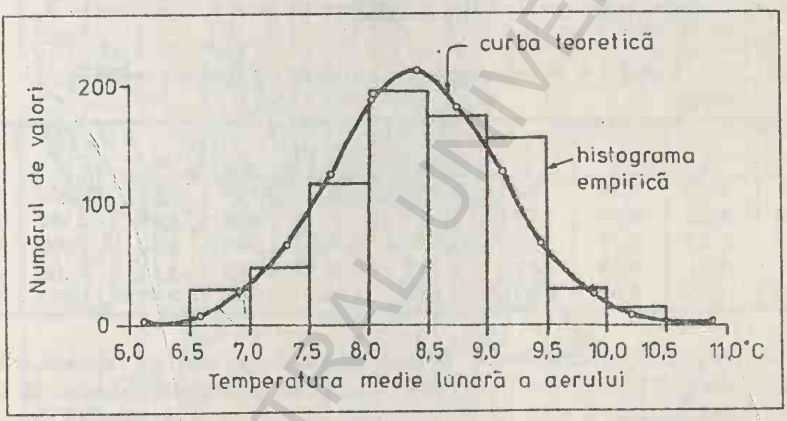


Fig.4.5. Curba teoretică calculată pentru histograma repartiției temperaturii medii lunare la Piatra Neamț (1925 - 1987)

Curba normală arată care ar fi repartiția mulțimii de valori considerate (în cazul nostru valori ale temperaturii aerului) pentru situația când am poseda un număr infinit de valori. Altfel spus, plecând de la un eșantion, să putem evalua caracteristicile populației.

4.3. Repartiția normală și determinarea probabilității

Cunoașterea repartiției normale are importanță în cercetarea pe bază de eșantion, întrucât numeroase variabile de cea mai diferită proveniență sunt repartizate aproximativ normal. De aici rezultă posibilitatea de a efectua o

BCU "CAROL I" CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

cunoaștere apropiată asupra populației, chiar dacă esantionul are un *n* mai mic. Trebuie menționat că uneori nenormalitatea repartițiilor poate rezulta din modul cum sunt măsurate variabilele. Un instrument defect, o metodă greșită, o măsurare inexactă a unei variabile poate conduce la o repartiție asimetrică, deși, în realitate, variabila respectivă are o repartiție normală. Repartiția normală poate fi utilizată în determinarea *probabilității* ca o anumită valoare aflată sub curba normală să se producă sau nu în funcție de o valcare critică considerată. Pentru aceasta se folosește tabelul funcției repartiției normale (tabelul 4.4) în care sunt cuprinse valorile lui *d* și probabilitățile procentuale corespunzătoare (%). Valoarea lui *d* se obține din relația:

$$d = \frac{X_c - \overline{X}}{\sigma}$$

unde X_c =valoarea critică funcție de care dorim să calculăm probabilitatea; $\overline{X}$ =media aritmetică; σ = deviația standard.

Tabel 4.4. Funcția repartiției normale (cf.Gregory, 1964)

d	%	d	%	d	%	d	%	d	%
0,000	50,00	0,50	30,85	1,000	15,87	1,500	6,68	2,000	2,275
0,100	46,02	0,60	27,43	1,100	13,57	1,600	5,48	2,500	0,621
0,200	42,07	0,70	24,20	1,200	11,51	1,700	4,46	3,000	0,135
0,300	38,21	0,80	21,19	1,300	9,68	1,800	3,59	3,500	0,023
0,400	34,46	0,90	18,41	1,400	8,08	1,900	2,87	4,000	0,003

Dacă d *este pozitiv*: *d* - numărul de deviații standard care arată că valoarea critică este *deasupra* mediei. % - probabilitatea procentuală ca producerea valorilor să fie *peste* valoarea corespunzătoare a lui *d*. Probabilitatea că acestea să se producă *sub* valoarea lui *d* se află (100 - %).
Dacă d *este negativ*: *d* - numărul de deviații standard care arată că valoarea critică este *sub* valoarea mediei. % - probabilitatea procentuală ca producerea valorilor să se realizeze *sub* valoarea corespunzătoare a lui *d*. Probabilitatea ca acestea să se producă deasupra valorii lui *d* se află (100 - %)

Se consideră exemplul temperaturii medii anuale la Tg.Ocna, perioada 1886 - 1987, care are o repartiție normală, o valoare medie $\overline{X}$ =9,08°C și o abatere standard σ = 0,705°C. Să presupunem că dorim să cunoastem probabilitatea procentuală cu care va fi depășită valoarea critică de 10,5°C, aceasta fiind valoarea critică din formula de mai sus. Rezultă că:

$$d = \frac{10,5 - 9,08}{0,705} = +2,0142$$

Obținem că d = 2,0, iar din tabelul 4.4 observăm că la aceasta corespunde probabilitatea de 2,275 % și întrucât d este pozitiv, ne indică probabilitatea cu care se vor produce valori mai mari decât valoarea critică. Probabilitatea că se vor produce valori mai mici decât valoarea critică este obținută din diferența 100 - 2,275 %, adică 97,725.

Invers, dacă dorim să cunoaștem probabilitatea cu care se produc valori mai mici de 7,5°C.

$$d = \frac{X - \overline{X}}{\sigma} = \frac{7,5 - 9,08}{0,705} = -2,241$$

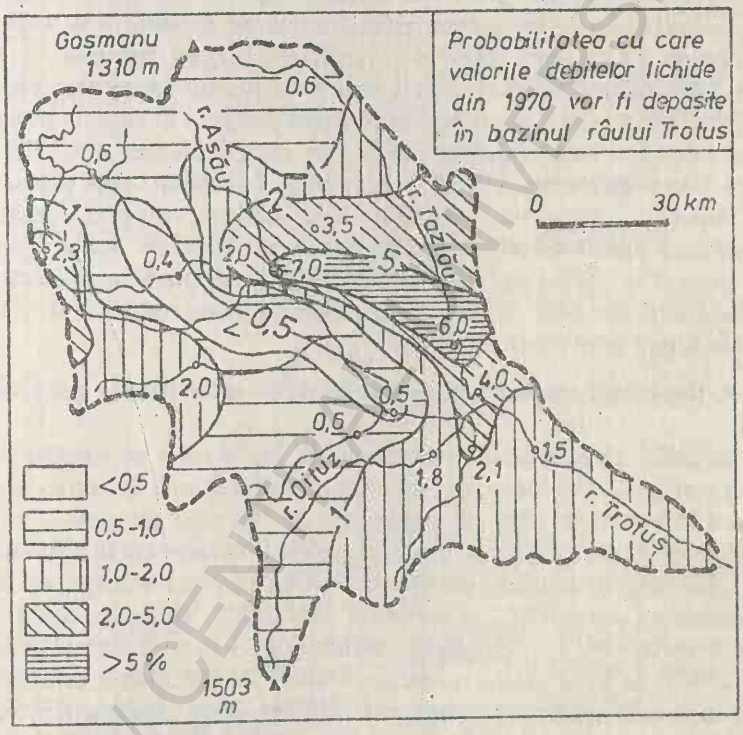


Fig.4.6. Probabilitatea cu care valorile debitelor lichide din 1970 vor fi depășite în bazinul râului Trotuș (Maria Rădoane)

Din nou tabelul 4.4 poate fi folosit, dar din cauză că valoarea d este negativă, valorile probabilității sunt interpretate în sens invers, așa cum se indică la subsolul tabelului 4.4. În exemplul Tg.Ocna, probabilitatea producerii

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

producerii valorilor de temperatură peste 7,5°C este 100 - 2,275 %, adică 97,725 %.

Determinarea probabilității în cazul fenomenelor cu variație în timp și spațiu poate aduce informații valoroase privind rezervele de apă disponibile într-un teritoriu, evaluarea necesarului pentru irigații, a scurgerii lichide în râuri și a condițiilor de producere a viiturilor. Cunoașterea probabilității producerii unor temperaturi scăzute sau foarte înalte este folositoare agriculturii. Iar dacă se analizează probabilitățile unor valori critice ale relațiilor între temperaturi și precipitații, acestea sunt mult utilizate în activitatea de prognoză a dezvoltării ravenelor (Zachar, 1982).

Pentru exemplificare am ales scurgerea râurilor în bazinul Trotuș (fig.4.6) în care se redau areale de aceeași probabilitate de depășire a debitelor lichide înregistrate în 1970 (anul când s-au realizat scurgeri maxime în toată țara noastră). Evident, probabilitatea de a mai avea loc un asemenea fenomen este sub 10 procente, dar în arealul bazinului există porțiuni în care ne putem aștepta mai mult decât în altele că debite lichide mai mari decât cele din 1970 vor avea loc. Este vorba de partea stângă a bazinului Trotușului, mai precis în cazul râurilor Asău și Tazlău, unde riscul de a se produce viituri mai mari decât în 1970 este mai pronuntat decât în alte areale ale aceluiași bazin. Toate aceste calcule au avut în vedere perioada 1950 - 1987 și se poate aprecia că metoda a prognozat foarte apropiat viiturile catastrofale din zona bazinului Tazlău care au avut loc în lunile iulie - august 1991.

4.4. Repartiții empirice în domeniul proceselor fizico - geografice

Am arătat că numeroase fenomene ale lumii reale se caracterizează prin repartiție simetrică. Cu toate acestea, repartițiile empirice ale proceselor fizico-geografice înregistrează deviații însemnate de la curba normală. De exemplu: rata creep-ului de sol, înălțimea maximă a valurilor, debitele lichide maxime ale râurilor, precipitațiile atmosferice, transportul de aluviuni în suspensie și altele.

Varietatea situațiilor cu asimetrie este mare, chiar în cadrul acelorași fenomene, îndeosebi, în cazul precipitațiilor (fig. 4.7) și al debitelor lichide. În puncte diferite de pe glob, repartiția cantităților de precipitații este aproximativ normală în arii cu precipitații bogate (Colombo, New Orleans, SE SUA) și cu accentuată asimetrie de dreapta în arii cu precipitații sărace (Arizona, Aden, Egipt). Aceasta înseamnă că există unele influențe ce favorizează înclinarea spre dreapta a repartiției frecvențelor fenomenelor naturale. Pe baza cercetărilor proprii și a rezultatelor din literatura de specialitate am grupat o serie de evidențe de repartiții empirice cu deviații de la normală, astfel:

i) Când *mărimea fenomenelor înregistrate este limitată la partea inferioară* (adică nu este posibil să avem precipitații sau scurgere mai mică de 0,0), iar la capătul superior are "libertate" de variație, valorile de mică frecvență

și de magnitudine ridicată cauzează o asimetrie caracteristică de dreapta. Când mărimea fenomenelor înregistrate nu este limitată la partea inferioară (de exemplu, temperatura aerului care ia valori și sub-0°C), repartițiile mulțimilor de valori tind să fie simetrice.

ii) Pe măsură ce *media aritmetică se apropie de limita inferioară a valorilor înregistrate*, repartiția devine asimetrică de dreapta. Exemplul tipic pentru acest caz sunt precipitațiile în ariile aride ale globului (fig. 4.7), în cazul cărora media aritmetică este apropiată de limita inferioară a scalei de înregistrare a procesului. Precipitațiile mari și infrecvente determină alungirea spre dreapta a curbei repartiției.

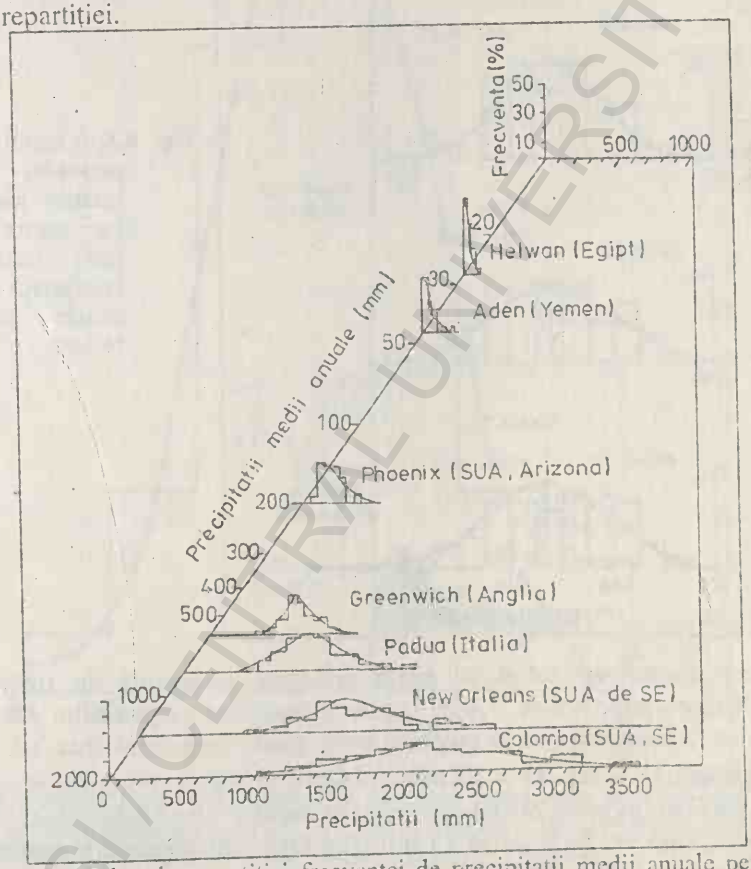


Fig.4.7. Curbe ale repartiției frecvenței de precipitații medii anuale pentru șapte stații de măsurare în zone diferite ale globului (Chorley și Kennedy, 1971)

iii) Cu cât este *mai lungă perioada de înregistrare a fenomenului*, cu atât este mai mare probabilitatea observării evenimentelor puțin frecvente de magnitudine ridicată și, în consecință, rezultă o mai mare asimetrie a repartiției.

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Exemplul precipitațiilor medii multianuale la Piatra Neamț este concludent (fig. 4.8). Mărirea intervalului de observații de la 38 ani, la 60 ani și 100 ani permite înregistrarea unor evenimente de mărime neobișnuită (peste 1100 mm), care determină apariția "cozii" în partea dreaptă a repartiției de frecvențe.

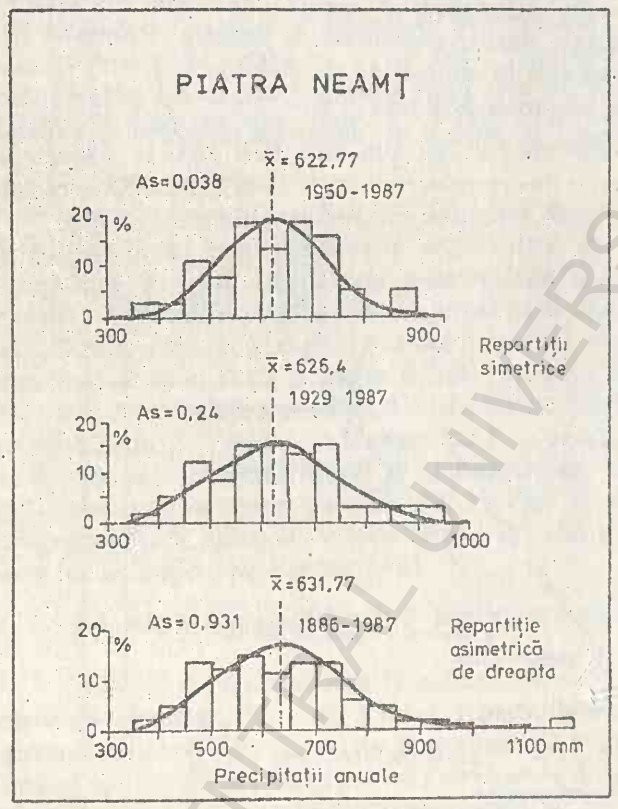


Fig. 4.8. Efectul lungimii perioadei de măsurători asupra formei repartiției mulțimii valorilor de precipitații medii anuale la Piatra Neamț

iv) *Altitudinea reliefului* poate influența repartițiile de frecvențe ale precipitațiilor atmosferice. Rezultatele cercetărilor repartițiilor la nivelul Carpaților Orientali au pus în evidență unele tendințe în acest sens. La altitudini mari (Lăcăuți,1777 m, *As* = -0,140; Vf.Omu, 2505 m, *As* =-0,190; Ceahlău-Toaca, 1907 m, *As* = - 0,230) asimetriile repartițiilor sunt predominant de stânga, în timp ce, spre periferia estică a Carpaților Orientali, repartițiile tind să devină asimetrice de dreapta (Rădăuți, *As* = 1,31; Roman, *As* = 0,330; *As* = 0,460; Odobești, *As* = 0,780). Explicația constă probabil în diferențierea accentuată dată de orientarea și înălțimea catenei muntoase față de principala direcție (vestică) a circulației atmosferice. Spre exemplu, flancul estic al Carpaților Orientali se caracterizează prin mare perturbare a repartițiilor, comparativ cu flancul vestic (a

BCU "CAROL I" CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

se vedea și harta coeficientului de variație, fig. 3.6). Este arealul unde sunt posibile precipitații infrecvente de mare magnitudine care alungesc curba repartițiilor spre dreapta, în timp ce la mare altitudine această posibilitate este foarte redusă.

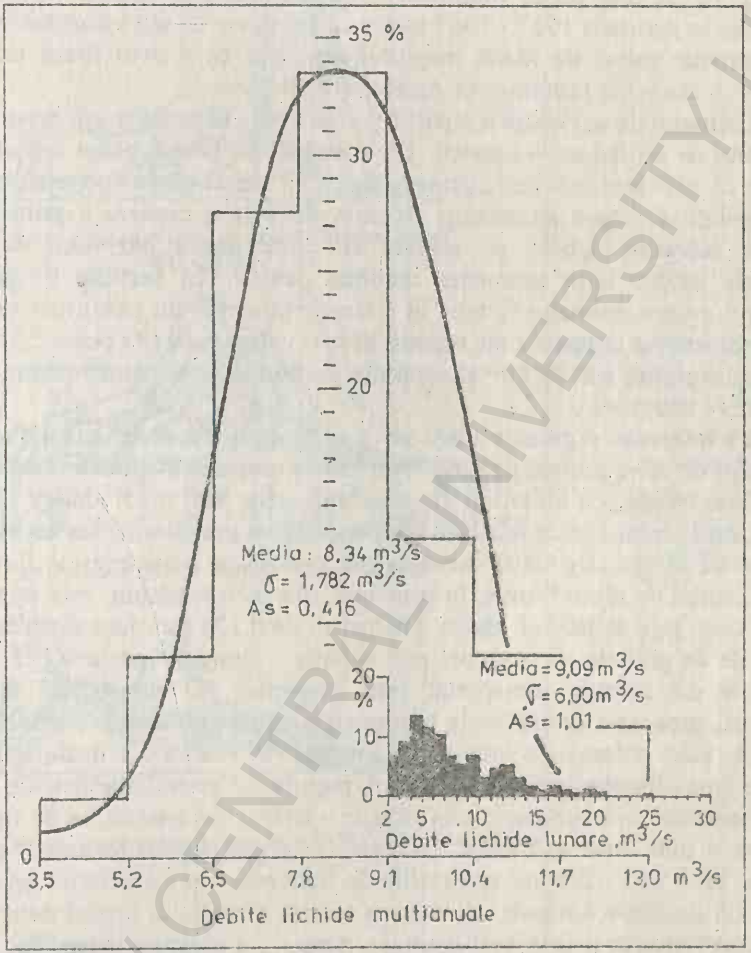


Fig.4.9. Compararea a două repartiții de frecvențe cu intervale de măsurători anuale (repartiție simetrică) și lunare (repartiție asimetrică) debitele lichide ale râului Prahova la postul hidrometric Câmpina

v) Gradul de asimetrie a repartițiilor frecvenței depinde și de *intervalul la care se fac măsurătorile.* Cu cât intervalul este mai scurt (de exemplu, observații zilnice, orare), cu atât este mai mare probabilitatea înregistrării evenimentelor de frecvență mică, dar de magnitudine înaltă și, astfel, rezultă o mare asimetrie a

BCU "SIC CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

repartiției. De exemplu, mulțimea valorilor debitelor lichide medii anuale înregistrate în perioada 1967 - 1987 în secțiunea Câmpina a râului Prahova prezintă o repartiție a frecvențelor cu un înalt grad de simetrie (deci, o repartiție normală). Pe de altă parte, mulțimea valorilor debitelor lichide medii lunare înregistrate în perioada 1967 - 1987 în aceeași secțiune de râu a cuprins în cadrul lor numeroase valori de înaltă magnitudine, ceea ce a avut drept rezultat o repartiție cu asimetrie puternică de dreapta (fig. 4.9).

vi) Gradul de asimetrie a repartiției frecvenței depinde și *de arealul care este afectat de un fenomen natural*. De exemplu, cu cât un bazin colector este mai mic, cu atât este mai mare probabilitatea ca acesta să fie acoperit, integral, de precipitații de mare intensitate. Aceasta duce la o creștere a asimetriei în repartiția scurgerii lichide pe măsură ce dimensiunea bazinului descrește. Cercetările asupra unor asemenea tendințe pentru 124 secțiuni de râuri cu măsurători asupra debitelor lichide în Carpații Orientali au confirmat existența unor coeficienți de asimetrie ale repartițiilor cu valori mari (*As* peste 0,5) pentru bazine hidrografice sub 80 km² și repartiții predominant simetrice pentru bazine hidrografice mai mari.

vii) Influențe regionale clare se pun în evidență și în cazul faciesului depozitelor de albie minoră a râurilor. În zonele montană și premontană (M) ale râului Crișu Negru, cu altitudini ale reliefului peste 400 m, Hadnagy (1988) a arătat că sunt caracteristice repartiții ale populațiilor granulometrice cu asimetrie puternică de dreapta(fig.4.10). Aceasta este o zonă de mare energie fluvială în care materialul de albie format, în principal, din pietriș mărunt, este transportat predominant, prin saltație și târâre. Diametrul de 0,125 mm face distincție între populațiile de granule transportate prin saltație - târâre (*D* peste 0,125 mm) și populațiile de granule transportat prin suspensie (*D* sub 0,125 mm). În consecință, procentul de particule transportate în suspensie este foarte mic, iar repartițiile sunt puternic asimetrice de dreapta. În zona D, a dealurilor joase, cuprinse între altitudinile de 200 - 400 m, populațiile granulometrice ale albiilor sunt transportate în mare parte prin saltație - târâre, dar repartițiile de frecvențe tind spre o mai mică asimetrie. În zona G, a glacisurilor și depresiunii, cu altitudini între 100 - 200 m, repartițiile de frecvențe ale diametrelor se apropie foarte mult de curba normală, iar energia redusă a mediului fluvial determină și un transport însemnat prin suspensie. În zona C, a câmpiei joase, sub 100 m altitudine, materialul de albie este format, în cea mai mare parte, din nisip și praf transportate în suspensie. Repartițiile de frecvențe ale diametrelor sunt, de această dată, cu asimetrie predominant de stânga. Pe o lungime de 154 km a profilelor longitudinale ale râurilor din bazinul Crișu Negru are loc o modificare a formei curbei repartițiilor (asimetrie dreapta - normală - asimetrie stânga) pe trepte geomorfologice, conform procentului de antrenare în transport a particulelor din ce în ce mai fine, cu cât mediul fluvial are o energie din ce în ce mai scăzută.

BCU UNIVERSITY LIBRARY

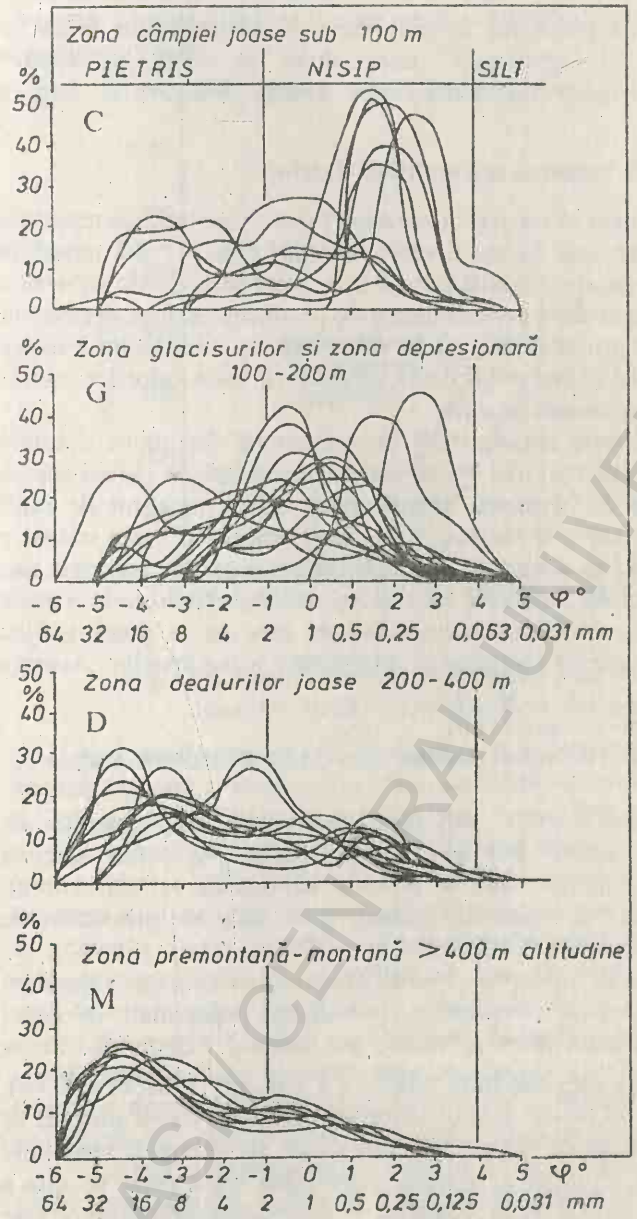


Fig. 4.10. Repartiții de frecvențe ale dimensiunii particulelor transportate de râurile bazinului hidrografic Crișu Negru pe trepte geomorfologice (Hadnagy, 1988)

Fără îndoială, implicațiile cunoașterii parametrilor statistici ai populațiilor granulometrice sunt mult mai complexe, din mai multe puncte de vedere al:

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

evoluției geomorfologice a profilelor longitudinale, al transportului hidraulic selectiv al particulelor, al "abraziunii" materialului de albie, al sortării preferențiale a mineralelor grele ș.a.(multe dintre acestea discutate pe larg în Ichim *et al.*, 1989).

4.5. Testarea normalității datelor

În general, se consideră că *repartiția normală* poate fi utilizată ca repartiție "teoretică" funcție de care sunt testate diverse repartiții reale. O altă repartiție diferită de repartiția normală, dar folosită într-un mod asemănător, este *repartiția Poisson* care se aplică atunci când probabilitatea de producere a unui eveniment este mult mai mică, decât probabilitatea ca el să nu aibă loc. Repartiția Poisson este asimetrică spre dreapta, având majoritatea valorilor în zona valorilor mici și un număr restrâns de valori extrem de mari.

Din secțiunea anterioară am constatat că numeroase fenomene naturale prezintă asimetrie de dreapta, mai ales acelea care sunt limitate în partea stângă de factorul zero, în timp ce în partea dreaptă poate varia nedefinit de mult (precipitațiile atmosferice, debitele râurilor, ș.a.). Multe măsuri și teste statistice cer, ca o condiție de bază, ca datele analizate să aibă o repartiție normală sau foarte aproape de cea normală. De aceea, testarea normalității datelor este o etapă inițială necesară în multe cercetări statistice, fără de care nu se poate realiza abordarea etapelor superioare de calculare și interpretare a rezultatelor. Aceasta se poate efectua prin:

i) observarea formei histogramelor;

ii) calculul procentului de valori cuprins între medie și abaterea standard;

iii) metoda grafică.

Astfel, odată prezentată grafic sub formă de histogramă, repartiția de frecvențe poate oferi o *primă indicație vizuală* asupra gradului său de uniformitate. Fig.3.3.A arată că valorile privind altitudinea reliefului sunt, evident, mult mai apropiate de repartiția normală decât cele ale producției de aluviuni din bazine hidrografice sub 400 km² (fig.3.3.B).

Calculul procentului de valori cuprinse în intervalul de o abatere standard și medie dovedește o *verificare rapidă a normalității* repartiției. În cazul variabilei reprezentate de altitudinea reliefului din bazinul hidrografic Putna (tabel 3.2), există 20 valori cuprinse între 888,51 ($\overline{X}$ -σ) și 1381,41 ($\overline{X}$ +σ). Cele 20 valori reprezintă 69 % din totalul valorilor cercetate. Acest procent se compară cu valoarea teoretică de 68 % care, din punct de vedere al repartiției normale, există în spațiul delimitat de o abatere standard, de o parte și alta a mediei. Rezultă, așadar, că variabila cercetată - altitudinea reliefului - este repartizată aproximativ normal. Dimpotrivă, în repartiția valorilor producției de aluviuni în bazine hidrografice sub 400 km² (tabel 3.3) se constată un număr de 30 de valori situate în intervalul σ - $\overline{X}$ -σ, ceea ce reprezintă 75 % din totalul

valorilor cercetate. Procentul este, de departe, mult mai mare decât valoarea teoretică, ceea ce conduce la constatarea că repartiția variabilei studiate nu este o repartiție normală.

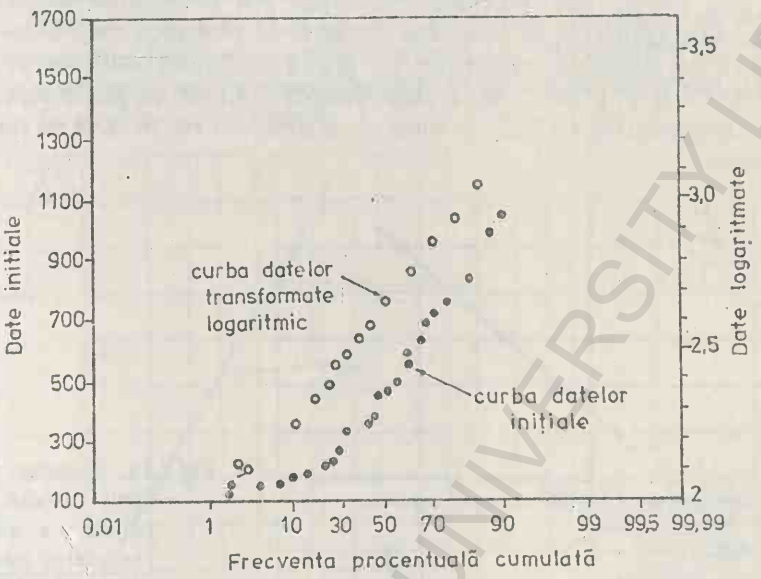


Fig.4.11. Testarea normalității repartițiilor de frecvențe. A, privind altitudinea medie a reliefului; B, privind producția de aluviuni

O metodă mai exactă de stabilire a normalității repartițiilor este *metoda grafică*, pe care o vom exemplifica, utilizând aceleași variabile din tabelele 3.2 și 3.3. Se determină valorile frecvenței procentuale cumulate (tabele 3.4 - 3.5), care se reprezintă grafic (fig.4.11). Pe abscisă apar probabilitățile procentuale (pentru care se utilizează scara probabilităților redată în fig. 2.8), în timp ce pe ordonată sunt reprezentate pe scară aritmetică valorile mijlocii ale claselor în care se grupează datele fenomenului cercetat. Proprietatea esențială a acestui grafic este aceea că procentele cumulate ale unei repartiții normale apar atunci când sunt desenate sub formă de linie dreaptă. În fig. 4.11 A, frecvența cumulată a altitudinii medii a reliefului din aria bazinului hidrografic Putna urmărește îndeaproape o linie dreaptă, ceea ce indică o repartiție foarte apropiată de repartiția normală. Dimpotrivă, frecvențele cumulate ale producției de aluviuni se îndepărtează considerabil de repartiția normală (fig. 4.11 B).

Un test mai precis de normalitate se poate efectua prin înregistrarea pe un grafic probabilistic a datelor individuale inițiale într-un mod asemănător cu înregistrarea datelor grupate pe clase. Valorile individuale sunt ierarhizate și se calculează procentele cumulate. Întrucât fiecare din cele 29 de valori și, respectiv, 40 de valori reprezintă cca 3,45 % și, respectiv, 2,5 % din total,

BCU "Al. I. Cuza" IAȘI UNIVERSITY LIBRARY

probabilitatea cumulată se obține prin însumarea de la prima valoare (cea mai mică) până când probabilitatea cumulată a ultimei valori va fi 100. Dacă volumul datelor este foarte mare, procentele cumulate pot fi calculate numai pentru anumite valori (din zece în zece, din cincizeci în cincizeci, etc). După aflarea probabilităților cumulate, ele se trec pe grafic în dreptul valorilor pe care le reprezintă. Ca și în primul caz, o linie dreaptă obținută pe grafic reprezintă o repartiție normală (fig.4.12 A), în timp ce valorile din fig. 4.12 B nu au aceeași proprietate.

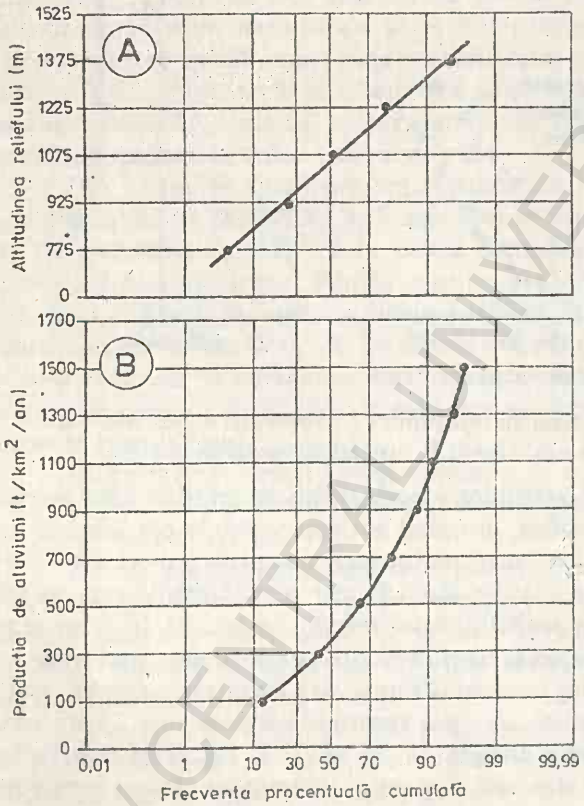


Fig.4.12. Testarea normalității datelor individuale. **A**, altitudinea reliefului modelat pe gresia de Tarcău din bazinul hidrografic Putna. **B**, producția de aluviuni din bazine hidrografice sub 400 km^2 din aria munților flișului (Carpații Orientali)

Cele două drepte în fig. 4.13 reprezintă repartiții normale, față de care sunt comparate repartițiile reale ale valorilor variabilelor exemplificate (altitudinea reliefului și producția de aluviuni). Ele au aceeași medie și abatere standard. Dreptele se obțin, marcând pe grafic poziția mediei ($\overline{X}$) și a mediei plus o abatere standard ($\overline{X}+\sigma$) (fig.4.12). Compararea dreptelor cu punctele valorilor înregistrate este sugestivă în legătură cu gradul de normalitate a repartiției respective.

BCU / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Dacă repartiția analizată se îndepărtează considerabil de la o repartiție normală, ea poate fi *transformată* într-o repartiție normală sau aproape normală pentru a putea fi supusă unor analize sau teste statistice care cer o astfel de repartiție. Normalizarea unei repartiții se poate obține utilizând orice funcție a variabilei respective care are o repartiție normală. Una din metodele cele mai des folosite în acest scop este înlocuirea datelor inițiale, fie cu logartimul valorilor respective, fie cu rădăcina lor pătrată.

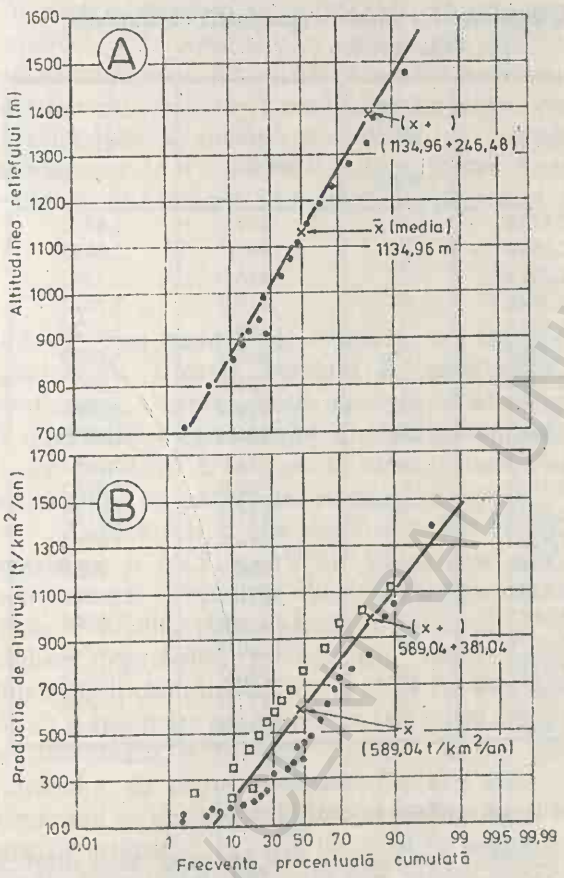


Fig.4.13. Testarea normalității datelor inițiale și a celor transformate logaritmic, aplicată la producția

Pentru exemplificare, să presupunem că trebuie normalizată repartiția valorilor privind producția de aluviuni (tabel 3.3). Forma repartiției sugerează o tratare logaritmică. Logaritmii datelor inițiale (tabel 4.5) oferă o repartiție aproape normală. Înregistrate pe un grafic probabilistic (fig. 4.13), datele marchează o tendință liniară, în comparație cu graficul precedent, în care curba valorilor se depărtează de curba normală. Repartiția valorilor producției de aluviuni din bazine hidrografice sub 400 km² este, prin urmare, foarte apropiată

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

de o *repartiție log-normală*. În această manieră pot fi normalizate numeroase variabile de natură fizico-geografică care au fost menționate că prezintă deviații mari de la repartiția normală, cum sunt: precipitațiile atmosferice, debitele lichide ale râurilor, transportul de aluviuni, procesele geomorfologice în relație cu mărimea bazinelor hidrografice. Prin normalizarea repartițiilor se pot utiliza funcțiile curbei normale de evaluare a probabilităților ca anumite valori să se producă sau nu, funcție de alte valori considerate critice.

Tabel 4.5. Transformarea logaritmică a variabilei producția de aluviuni (*Pa*, t/km²/an)

Nr. bazin	*Pa* (t/km²/an)	$\log_{10} Pa$	Nr. bazin	*Pa* (t/km²/an)	$\log_{10} Pa$
1	142,5	2,1538	21	491,0	2,6911
2	145,0	2,1614	22	493,7	2,6935
3	159,0	2,2014	23	546,0	2,7372
4	184,0	2,2648	24	577,0	2,7612
5	187,0	2,2718	25	599,6	2,7779
6	219,0	2,3404	26	695,0	2,8420
7	223,0	2,3483	27	703,0	2,8470
8	248,2	2,3948	28	719,0	2,8567
9	255,0	2,4065	29	760,0	2,8808
10	289,0	2,4609	30	773,0	2,8882
11	297,0	2,4728	31	774,0	2,8887
12	311,0	2,4928	32	815,0	2,9112
13	333,0	2,5224	33	944,9	2,9754
14	348,0	2,5416	34	986,1	2,9939
15	358,5	2,5545	35	991,0	2,9961
16	387,0	2,5877	36	1059,0	3,0249
17	396,0	2,5977	37	1200,0	3,0792
18	431,0	2,6345	38	1390,0	3,1430
19	450,0	2,6532	39	1577,0	3,1978
20	461,0	2,6637	40	1643,0	3,1256

4.6. Dimensiunea optimă a eșantionului

Punerea în discuție a dimensiunii eșantionului este necesară, atâta timp cât cercetarea unui fenomen se realizează prin cunoașterea caracteristicilor unei selecții din întreaga populație. Dacă eșantionul este foarte mic, estimările obținute pot fi nesatisfăcătoare, în timp ce o selecție prea mare presupune un cost ridicat și o durată mare a experimentului. În mod practic, se consideră că o selecție *de cel puțin 30 valori* este reprezentativă pentru caracterizarea întregii populații. Aceasta, deoarece repartiția celor 30 de valori se apropie foarte mult de repartiția normală, teoretică. Principiul de bază al *teoriei eșantionării* afirmă

că variabila de eșantion converge în lege către variabila de populație (Enache, 1986). De exemplu, pe baza mediei eșantionului se poate estima media reală, a întregii populații; la fel și în cazul dispersiei, abaterii standard etc.

Să considerăm exemplul din tabelul 3.3, referitor la producția de aluviuni din bazine hidrografice sub 400 km² din Carpații Orientali (aria munților flișului). Seria de valori are $n = 40$ observații, o medie de $\overline{X} = 589{,}04$ t/km²/an și o abatere standard ($\sigma = 381{,}04$). Să presupunem că cele 40 de valori ale variabilei, *Pa*, constituie o eșantionare aleatoare suficient de mare dintr-o mulțime de valori, *Pa*, ce caracterizează bazinele mici din Carpații Orientali. Ce încredere putem avea că media acestor valori este o estimare corectă a mediei reale? Abaterea medie pătratică a unei mulțimi de medii obținute din eșantionarea de n valori este cunoscută sub denumirea de *eroarea standard a mediei de eșantionare*. Se notează cu *ES* și este dată de relația:

$$ES = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

unde n este numărul de observații ale eșantionului, σ = abaterea standard a eșantionului. Eroarea standard de eșantionare este fundamentală în teoria eșantionării. Mărimea ei este determinată de abaterea standard a populației, cât și de dimensiunea eșantionului. O abatere standard mare a populației determină o eroare standard de asemenea mare. Dimpotrivă, cu cât crește dimensiunea eșantionului, cu atât eroarea standard se reduce.

Această relație este sugestiv redată în fig. 4.14 A pentru trei valori ale proporției, p (cf.Silk, 1979). Verificarea relației între eroarea standard de eșantionare și numărul de observații pentru analiza morfometriei pietrișurilor de calcar din albia râului Moldova (Miclăuș *et al.*,1995) a indicat că există o tendință hiperbolică a diminuării erorii de măsurare funcție de creșterea dimensiunii eșantionului, n (fig. 4.14 B). Descreșterea erorii până la 2 - 3 % are loc cu o rată mare pentru primii 100 galeți măsurați, după care eroarea standard se stabilizează la valoarea de 1,5 - 2 %, indiferent cât ar crește mărimea numărului de claste analizate. De aici concluzia că dublarea sau triplarea numărului de observații de la o anumită valoare nu dublează și nici nu triplează precizia estimației. În cazul fig. 4.14 B, numărul optim al galeților măsurați este cuprins între 100 și 200, concluzie la care ajunge și Mihăilescu (1965).

Pentru a afla cum să obținem o dimensiune optimă a eșantionului, trebuie să aducem în discuție alte câteva concepte importante în statistică, și anume: *interval de încredere, coeficient de încredere, grade de libertate, repartiția Student*. Pentru aceasta revenim la exemplul din tabelul 3.5 și să presupunem că abaterea standard a întregii populații de valori ale producției de aluviuni pe bazine hidrografice din aria flișului o cunoaștem și este $S = 381{,}04$. Din relația erorii standard a mediei de eșantionare rezultă:

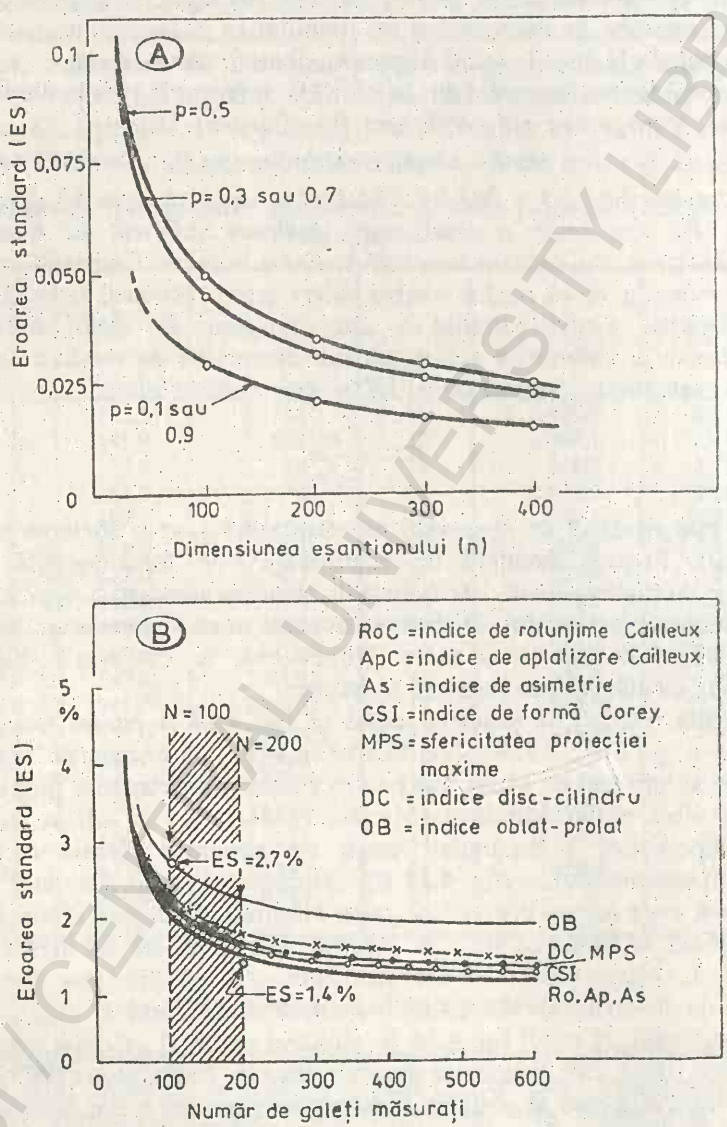


Fig. 4.14. A. Relații între eroarea standard de eșantionare și dimensiunea eșantionului (Silk, 1979). B. Dimensiunea optimă a eșantionului de pietrișuri fluviale pentru măsurători de indici morfometrici (Miclăus *et al.*,1994).

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

$$ES = \frac{381,04}{\sqrt{40}} = 60,25$$

Întrucât aceasta este abaterea standard a mediei eșantioanelor și se cunoaște că aproximativ 68 % din numărul total al valorilor din repartiția normală se află la o distanță de maximum o abatere standard de la medie, există o probabilitate de 68 % ca valoarea reală a mediei să fie 589,04 ± 60,25. Două abateri standard acoperă 95 % din probabilitate, adică 95 % șansă ca valoarea reală a mediei să fie 589,04 ± 120,50. Aceste limite ale încrederii în estimarea realizată de eșantionare sunt cunoscute sub denumirea de *limite de încredere*, iar intervalul dintre ele se numește *interval de încredere*.

Forma generală a unui interval de încredere pentru medie este:

$$\mu = \overline{X} \pm Z\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

unde μ = media reală; $\overline{X}$ = media eșantionului; Z = numărul de unități de abatere standard care definesc intervalul de încredere al unei repartiții normale; Z = 1 pentru probabilitatea de 68 %; Z = 1,96 pentru probabilitatea de 95 %. Probabilitatea se mai numește și *coeficient de încredere*. Cu cât este mai mică valoarea lui Z, cu atât sunt mai înguste limitele intervalului de încredere și cu atât este mai redusă probabilitatea ca media reală să se afle situată pe acel interval.

Tabel 4.6. Explicația gradelor de libertate de variație (Enache,1986)

	Seria A	Seria B	Seria C	Seria D	Seria E
	v_1	v_1	v_1	27	27
	v_2	v_2	v_2	43	43
	v_3	v_3	v_3	v_3	12
	.	.	.	.	.
	.	.	.	.	.
	.	.	.	.	.
	$v_n / \sum v$	v_n /148	v_n /148	v_n /148	31/148
Numărul gradelor de libertate	n	n - 1	n - 2	n - 3	zero

În practică, abaterea standard reală și media reală nu sunt cunoscute. În acest caz, estimărea mediei cu ajutorul datelor de eșantion trebuie legată de abaterea standard a eșantionului. Dacă *n* este mic (de exemplu, sub 30) trebuie să facem apel la o repartiție de selecție care diferă de repartiția normală și se numește *repartiția Student*. Ea este mai împrăștiată decât repartiția normală, ceea

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

ce mărește gradul de probabilitate al depărtării mediei eșantionului de media reală a întregii populații. De fapt, repartiția Student se schimbă odată cu mărimea eșantionului și precizia estimărilor. Cea mai bună estimare a lui S (abaterea standard a populatiei) se obține, de fapt, multiplicând pe σ (abaterea standard a eșantionului) cu rădăcina pătrată a lui $n/(n\text{-}1)$, ceea ce corespunde cu divizarea sumei pătratelor în relația abaterii standard prin n - 1 în loc de N.

Explicarea acestei operații presupune înțelegerea conceptului statistic de *grade de libertate de variație*. În orice sumă a unei mulțimi de valori, dacă sunt cunoscute toate valorile, mai puțin una, valoarea acesteia va fi dedusă, deci nu are libertate de variație. Dacă, dimpotrivă, din seria de n valori nu cunoaștem nici o valoare, numărul de grade de libertate este maxim, adică n. De obicei, se cunoaște suma valorilor seriei. Explicația gradelor de libertate apare în tabelul 4.6. Prin introducerea acestei restricții asupra libertății de variație a celor n valori, gradele de libertate sunt n - 1, iar utilizarea lui n în calculul abaterii standard și a dispersiei duce la o subestimare a valorilor reale, în timp ce utilizarea lui n - 1 oferă o estimare corectă. Pe măsură ce mărimea eșantionului crește, această corecție devine mai puțin importantă, iar în exemplul precedent (unde $n = 40$), ea a fost practic ignorată. Prin pierderea unui grad de libertate, n din repartiția Student devine n - 1. Intervalul de încredere pentru repartiția Student capătă astfel următoarea expresie:

$$\mu = \overline{X} \pm t\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

unde μ= media reală; $\overline{X}$ = media eșantionului; σ = abaterea standard a eșantionului. Valoarea lui t pentru un coeficient de încredere dat și pentru o mărime dată a eșantionului se poate afla direct din tabele (a se vedea anexa cu testul Student). În exemplul prezentat pentru un eșantion de 40 valori și pentru un coeficient de încredere de 95%, t = 2,021. Din calculele efectuate anterior, abaterea standard a celor 40 valori ale lui Pa = 381,04 , așa încât noul interval de încredere (calculat cu ajutorul repartiției Student) va fi:

$$\mu = 589{,}04 \pm 2{,}021(\frac{381{,}04}{\sqrt{n}}) = 589{,}04 \pm 121{,}77$$

Se poate observa că intervalul de încredere în care se poate plasa media populației s-a mărit de la 120,5 la 121,77.

Am arătat mai sus că repartiția Student este foarte utilă în cercetările statistice efectuate pe bază de eșantioane mici. Eșantionul considerat (producția de aluviuni din 40 bazine hidrografice) a avut o dimensiune mai mare de 30 valori. Să exemplificăm acum un eșantion cu $n < 30$ valori, și anume, diametrul median al galeților din albia râului Bistrița între Iacobeni și Poiana Teiului. Valorile sunt următoarele:

65, 75, 75, 67, 87, 75, 105, 75, 85, 76, 52, 70, 55, 57, 70, 65

Seria are un număr de observație n = 16, o medie $\overline{X}$ = 72,125 și o abatere standard σ = 16,897. Pentru intervalul de încredere de 95 % valoarea reală a mediei este 72,125 ± 8,442, în timp ce dacă aplicăm repartiția Student, valoarea reală a mediei se plasează într-un interval mai mare, respectiv, 72,125 ± 8,955. Dacă n se reduce la 5, intervalul în care se poate plasa media reală este de la 73,8 ± 6,9 la 73,8 ± 8,92, deci o creștere sensibilă a intervalului de încredere în cazul repartiției Student.

Calculul dimensiunii optime a eșantionului.

Putem acum deduce o metodă pentru calculul mărimii necesare a eșantionului pentru un coeficient de încredere dorit. Dacă notăm cu Δ diferența dintre media reală și media eșantionului, $\Delta = \mu - \overline{X}$, vom avea:

$$\Delta = t\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

expresie care poate fi adusă la forma:

$$\Delta\sqrt{n} = t \cdot \sigma$$

Deci, mărimea eșantionului este dată de relația:

$$(\frac{t \cdot \sigma}{\Delta})^2 = n$$

unde σ = abaterea standard a eșantionului de mărime n; t = valoarea repartiției Student pentru un coeficient de încredere dat în cazul unui eșantion de mărime m (dacă eșantionul este mare, t este înlocuit cu Z); Δ = distanța de la media reală (în acest fel obținem nivelul dorit de precizie).

Să presupunem că cele 40 de valori ale producției de aluviuni din exemplul ales constituie un eșantion ales special pentru a determina dimensiunea necesară a unui eșantion care să asigure o estimare a mediei $\overline{X}$ cu o precizie ± 60 față de media reală la un coeficient de încredere de 95 %. Știind că t = 2,021, pentru n = 40, expresia de mai sus devine:

$$n = (\frac{2,021 \times 381,04}{60})^2 = 164,7$$

Aceasta înseamnă că este nevoie de un eșantion de 165 valori pentru a asigura o probabilitate de 95 % că media eșantionului se află la mai puțin de 60 t/km²/an față de media reală. Pentru un interval Δ de 100 este suficient un eșantion de 60 de valori, iar pentru 120, mărimea eșantionului va fi:

$$n = (\frac{2,021 \times 381,04}{120})^2 = 41,1$$

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

De altfel, 40 a fost mărimea inițială a eșantionului care a dat media $\overline{X}$ = 589,04 ± 120,5.

Următorul exemplu la care ne referim este cel legat de diametrul median al galeților din albia râului Bistrița. Pentru estimarea mediei populației de pietrișuri s-a considerat un număr de 16 puncte de eșantionare. Pentru un interval de încredere de 95 % s-a considerat că media reală se plasează în intervalul 72,125 ± 8,442. Dacă micșorăm această bandă de apreciere a mediei reale, ce număr de puncte de eșantionare este necesar pentru a estima media reală cu un coeficient de încredere de 95 % ? Pentru precizia de 2,0 rezultă că:

$$n = (\frac{2,12 \times 16,897}{2,0})^2 = 320,8$$

Deci, sunt necesare 321 de valori pentru o asemenea precizie. Dacă intervalul de apreciere îl mărim la 4,0, atunci:

$$n = (\frac{2,12 \times 16,897}{4,0})^2 = 80$$

Pentru o precizie de 6,0:

$$n = (\frac{2,12 \times 16,897}{6,0})^2 = 35,6$$

iar pentru o precizie de 8,0:

$$n = (\frac{2,12 \times 16,897}{8,0})^2 = 20$$

Deci cu cât precizia se micșorează, dimensiunea eșantionului se reduce. Pentru eșantioane mai mari de 30 de valori se pun mai puține probleme în ceea ce privește precizia de estimare a mediei reale. În general, pentru eșantioane mai mici de 30 de valori este de dorit să se verifice intervalul de încredere pentru diferite precizii de estimare.

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Capitol 5

MODELE STATISTICE ÎN GEOGRAFIA FIZICĂ

GEOLOGIE-GEOGRAFIE

Complexitatea fenomenelor fizico - geografice a inhibat, deseori, încercările multor cercetători de a le modela pe baze riguros matematice și de a conduce, astfel, la rezultate testabile. Totuși, progresele realizate în ultimele două decenii permit să se vorbească de rezultate bune în modelarea matematică a unor secțiuni voit simplificate ale mediului natural. Dintre cele mai accesibile și mai ușor aplicabile modele pentru procese fizico - geografice sunt cele de regresie și corelație. Sunt modele simple din punctul de vedere al efortului de calcul, dar deosebit de valoroase, deoarece oferă posibilitatea abordării unui mare număr de variabile, dar și de control în cadrul acestora.

Înainte de a ne angaja în prezentarea detaliată a acestui tip de modele este oportună o discuție asupra conceptului de model și a tipurilor de modele matematice cu aplicabilitate la domeniul sistemelor mediului natural.

5.1. Asupra conceptului de model

Un model reprezintă o abstractizare, o simulare a mulțimii de procese și forme și prognozează una sau mai multe deveniri (rezultate). Deseori, termenul de model este asociat cu cel de sistem, dar între acestea nu există sinonimie. Este meritul lui Strahler (1980) pentru definirea și analizarea deosebirilor fundamentale între termeni. El explică că un *sistem* există în lumea reală și posedă atribute unice, în timp ce un *model* este o încercare de a descrie, analiza, simplifica sau înfățișa un sistem. De exemplu, suprafața Pământului există ca un sistem natural, real. Tratatele de geologie și geografie îl descriu ca o sferă cu mai multe învelișuri: litosfera, hidrosfera, pedosfera, atmosfera, biosfera, etc. Există, fără îndoială, o logică în desemnarea acestora, dar ele reprezintă schematizări ale înfățișării adevărate ale suprafeței globului pământesc. Niciodată modelul nu va reuși să se identifice, pe deplin, cu sistemul pe care îl reprezintă. Cu toate

BCU CLUJ / UNIVERSITY LIBRARY

acestea, modelele constituie cea mai pertinentă cale de studiu a sistemelor lumii reale, cu condiția ca ele să fie analoge sistemelor, adică să aibă aceleași trăsături și aceleași comportări.

Există mai multe tipuri de modele care se folosesc în geografie. Huggett (1985) și Kirkby (1987) sunt dintre cei care s-au preocupat de clasificarea lor. Un tablou general al tipurilor de modele este următorul:

(i) Modele conceptuale
(ii) Modele fizice (de scară)
(iii) Modele matematice
- deterministice
- statistice
- stochastice

Modelele conceptuale (calitative) sunt imagini mentale ale unui fenomen natural. Pot fi exprimate în cuvinte, ca în modelul davisian al ciclului geografic (și atunci avem un model calitativ) sau pot fi prezentate într-o formă matematică.

Modele de scară sau *modele fizice* sunt acele modele care imită sistemul real, dar la o scară redusă. Problema acestor modele este nu atât asemănarea fizică cu realitatea, cât mai ales respectarea similarității legilor fizice în model și în lumea reală. Exemple de modele fizice sunt numeroase. Formele de relief, cum sunt albiile minore, conurile aluviale, deltele, dunele de nisip sunt reduse la scară în laborator și create condiții de formare asemănătoare cu cele reale.

Modelele matematice sunt modele teoretice în care sistemul este construit (reprezentat) prin intermediul simbolurilor abstracte și sunt supuse la rigoarea argumentului matematic.

Pentru domeniul științelor geografice, trei clase de modele matematice sunt de interes: modelele deterministe, modelele statistice, modelele stochastice.

Modelele deterministe sunt cele mai obișnuite. Ele conțin un set de intrări și o predicție unică. Nu au în componența lor elemente aleatoare. Multe din aceste modele derivă din principiile fundamentale ale fizicii și chimiei și , din acest motiv, nu mai este necesară demonstrarea prin experiment. Așa este, de exemplu, legea lui Stokes, un model deterministic care pune în relație viteza de sedimentare a unei mici sfere cu raza ei într-un fluid vâscos. Acest model a derivat direct dintr-un principiu hidrodinamic enunțat în 1851. A fost apoi verificat prin experiment și s-a găsit o aplicație excepțională la particulele care se sedimentează și au diametre ce variază între 0,0005 mm și 0,08 mm. Particulele mai mici sunt influențate de efectul brownian, iar cele mai mari de turbulența pe care ele o creează.

Modelele statistice au în componența lor elemente aleatoare, dar predicția este, de asemenea, unică. Elementele aleatoare reprezintă fluctuațiile nepredictibile în setul datelor de laborator sau de teren și pot deriva din erorile de măsurare, de calcul sau din variabilitatea fenomenului studiat. În cadrul

BCU IASI - CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

acestor modele sunt de ajutor o sumă de teorii statistice inferențiale care indică modul cum datele trebuie să fie colectate și dacă relațiile în cadrul lor pot fi acceptate sau nu și în ce condiții.

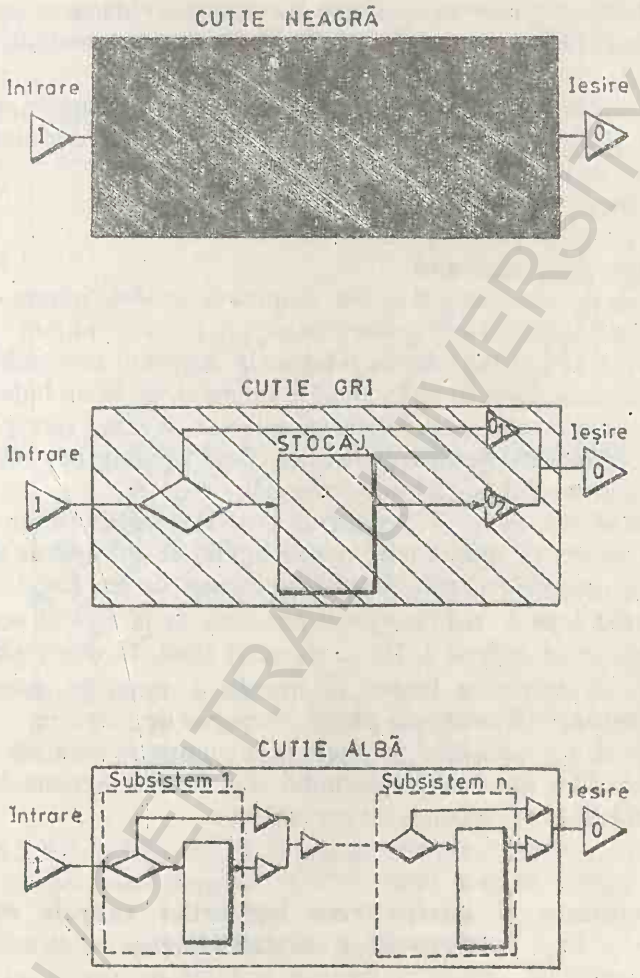


Fig.5.1. Tipuri de modele după gradul de complexitate a constituirii lor (Chorley si Kennedy, 1971)

Baza modelelor statistice este dată de corelație și regresie din care derivă tehnicile mult mai complexe de analiză multivariată, capabile de a explora interrelațiile într-un volum mare de date măsurate. Modelele statistice sunt

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

deosebit de eficiente, întrucât se aplică numai în condiții strict controlate (Huggett, 1985).

Modelele stochastice conțin un proces aleatoriu în cadrul lor, care descriu sistemul sau fațete ale lui pe baze probabilistice și nu deterministice. În cadrul acestor modele se cuprind cele bazate pe lanțurile Markov, pe mecanica statistică, modele Box - Jenkins, atât de populare în domeniul cercetărilor geografice.

Întrucât modelele matematice sunt rezolvate, în genere, cu ajutorul calculatoarelor electronice, după gradul de complexitate a constituirii lor, se disting trei tipuri de modele:

(i) Modele de tip cutie neagră
(ii) Modele de tip cutie gri
(iii) Modele de tip cutie albă

Modele de tip cutie neagră se mai numesc și modele intrare - ieșire (fig. 5.1. A), deoarece tot efortul este concentrat asupra relațiilor intrare - ieșire și nu se cunoaște nimic despre schimbările produse în interiorul sistemului. Sistemul în ansamblu este considerat ca un întreg. De exemplu, un bazin hidrografic care este abordat doar la nivelul intrării (precipitațiile) și al ieșirii (scurgerea lichidă în secțiunea de închidere). Relațiile între aceste două variabile pot oferi, indirect, informații privind stocajul în interiorul bazinului.

Modelele de tip cutie gri implică o viziune parțială asupra sistemului, interesul fiind concentrat asupra unui număr limitat de subsisteme (fig. 5.1.B). De exemplu, în cadrul aceluiași sistem reprezentat de un bazin hidrografic, transferul de masă (apă + sediment) este cunoscut și la nivelul versanților, al rețelei hidrografice de ordinul I, II, ..., *n*, astfel încât, în diferite sectoare ale bazinului se poate determina funcția de transfer a masei de material (apă + sediment) cu care bazinul contribuie până în secțiunea de evacuare.

Modelele de tip cutie albă se referă la o cunoaștere detaliată a relațiilor, structurilor, fluxurilor din cadrul sistemului (fig. 5.1.C). Această categorie de modele tinde să înfățișeze realitatea cât mai autentic.

5.2. Evaluarea și interpretarea legăturilor cauzale cu ajutorul regresiei și corelației lineare

Regresia reprezintă o metodă de lucru larg folosită în domeniul științelor naturii, deoarece oferă posibilitatea exprimării într-o funcție matematică a relației între două variabile. De asemenea, reprezintă instrumentul cel mai valoros de descriere a sistemelor morfologice. Gradul de conexiune între proprietățile sistemului morfologic, sensul și intensitatea legăturilor pot fi exprimate cu ajutorul regresiei și corelației simple. Se ajunge, în final, la obținerea unei

adevăratre "rețele" de corelații în care se specifică, clar, starea de dependență a unei variabile funcție de alta.

Datele brute pentru analiza regresională constau din observații perechi asupra a două variabile în același sistem. Una dintre cele două variabile are statut de *variabilă dependentă* (și se notează cu *Y*) și cealaltă are statut de *variabilă independentă* (și se notează cu *X*). Relația între variabila dependentă și cea independentă este ușor sesizabilă, dacă perechile de valori X_i și Y_i se reprezintă grafic într-un sistem de coordonate *YOX*.

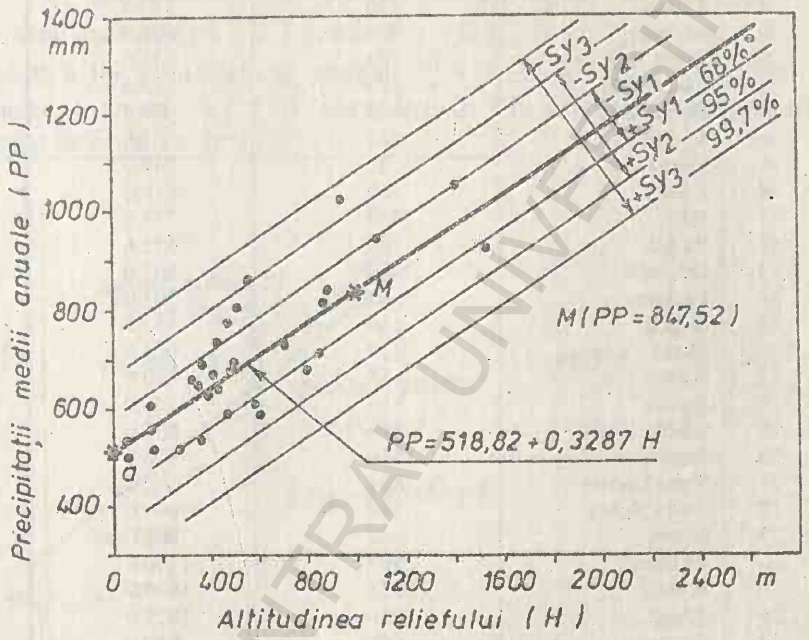


Fig.5.2. Relație între altitudinea postului pluviometric (*H*) și precipitațiile medii anuale înregistrate (*PP*) în partea de est a Carpaților Orientali.

Premisa de la care pleacă analiza regresiei este că *X* întotdeauna produce o schimbare în *Y*, dar nu în mod necesar și invers. De exemplu, intuim că precipitațiile pot afecta producțiile de grâu, dar producțiile de grâu niciodată nu pot determina cantitățile de precipitații. Ca exemplu, ne-am oprit la o relație cauză - efect deosebit de mult utilizată în cercetarea climatologică, și anume: între altitudinea reliefului și precipitațiile medii anuale (fig. 5.2.). Este una din puținele relații liniare în domeniul mediului natural, deși Drăghindă (1980) consideră că și această relație este neliniară, căpătând forma unei parabole convexe. Șirurile de valori perechi sunt date în tabelul 5.1.

BCU CLUJ CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Tabel 5.1. Date de intrare pentru analiza regresiei liniare între precipitatii medii anuale si altitudinea reliefului (cf. Clima RSR,vol.II, IMH, 1966)

Nr. crt.	Stația meteorologică	Altitudinea reliefului la stația meteo., m	Precipitații medii anuale, mm
		(X)	*(Y)*
1	Păltiniș Ciuc	717	728.0
2	Lucăcești	500	690.0
3	Poduri	470	587.3
4	Moinești	490	605.0
5	Valea Rea	280	535.0
6	Dărmănești	395	623.3
7	Dofteana	440	678.0
8	Tg.Ocna	263	653.8
9	Sascut	27	530.0
10	Căiuți	160	516.0
11	Hârja	430	735.0
12	Panciu	269	512.6
13	Odobești	150	607.0
14	Focșani	60	503.0
15	Gugești	150	552.0
16	M-rea Ciolacu	420	665.0
17	Bicaz	432	640.0
18	Borsec	855	705.0
19	Cracău Negru	550	855.0
20	Rarău	1536	926.0
21	Vatra Dornei	807	672.0
22	Piatra Neamț	340	649.0
23	Bretcu	600	581.0
24	Vf.Omu	2509	1346.0
25	Predeal	1093	945.0
26	Azuga	931	1028.0
27	Bușteni	890	840.0
28	Sinaia	879	808.0
29	Brebu	362	687.0
30	Câmpina	436	776.0
31	Doftana	510	805.0

Tehnica de rezolvare matematică a relației cauzale între X și Y este *metoda celor mai mici pătrate*. A fost folosită prima dată de Gauss pentru măsurarea orbitei planetelor. Conform principiului celor mai mici pătrate, dreapta care "ajustează" cel mai apropiat seria de valori empirice (observate, măsurate) este dreapta pentru care suma pătratelor *abaterilor* (diferentelor dintre valoarea observată și punctul de aceeași abscisă de pe dreaptă) este minimă. Nu poate exista decât o singură dreaptă care să asigure această condiție. Abaterea fiecărui punct al dreptei de regresie față de punctul observat se numește *reziduul*

BCU IAȘI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

punctului. În fig. 5.3 sunt ilustrați parametrii regresiei lineare. Reziduul punctului $X_1\ Y_{c\,1}$ este distanța E până la punctul măsurat X_1Y_1. Dacă considerăm abaterile tuturor punctelor repartiției , suma pătratelor reziduurilor poate fi scrisă:

$$M = \Sigma E_i^2 = \Sigma\left(Y_i - Y_{c\,i}\right)^2 = \Sigma\left(Y_i - a - bX_i\right)^2$$

unde $M = \Sigma E_i^2$ este suma pătratelor reziduurilor; Y_i este orice valoare observată (măsurată) a lui Y (unde i = 1,2,3, ..., n); $Y_{c\,i}$ este orice valoare calculată a lui Y cu ajutorul ecuației $Y_c = a + b \cdot X$; E_i este diferența între valoarea observată a lui Y și cea calculată. Din expresia de mai sus se obține sistemul de ecuații normale:

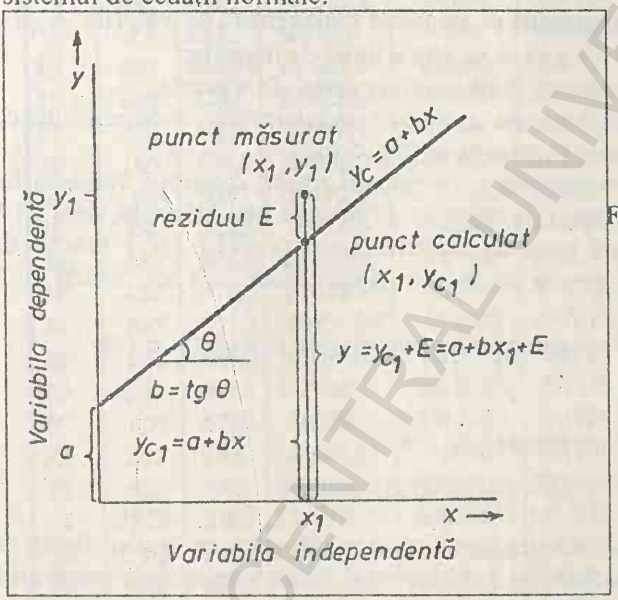


Fig.5.3. Parametrii regresiei lineare (Chorley și Kennedy, 1971)

$$\Sigma Y = n \cdot a + b \cdot \Sigma X$$

$$\Sigma XY = a \cdot \Sigma X + b\Sigma X^2$$

unde n = numărul total de observații. De aici se obțin coeficienții a și b, astfel:

$$b = \frac{n \cdot \Sigma XY - \Sigma X \cdot \Sigma Y}{n \cdot \Sigma X^2 - (\Sigma X)^2}$$

$$a = \frac{\Sigma Y - b \cdot \Sigma X}{n}$$

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Pentru rezolvarea expresiilor trebuie calculați termenii: ΣY, ΣX, ΣXY și ΣX^2. Valorile sumelor respective sunt cuprinse în tabelul 5.2. Înlocuind termenii cunoscuți, obținem $b = 0{,}3287$ și $a = 518{,}82$. Modelul ecuației de regresie este:

$$Y = a + b \cdot X$$

În cazul nostru, precipitațiile (PP) sunt dependente de altitudinea reliefului (H), conform relației:

$$PP = 518{,}82 + 0{,}3287 \cdot H$$

Proprietățile liniei de regresie și semnificația parametrilor care o descriu este următoarea:

i) linia de regresie trece prin *centroidul* sau *media bivariată* a setului de observații X și Y. Aceasta înseamnă că punctele reprezentate de valorile X_i, Y_i sunt repartizate în mod egal de o parte și alta a liniei de regresie;

ii) termenii a și b se numesc *coeficienții ecuației de regresie*;

iii) termenul a se mai numește și *termen de intercepție*, deoarece linia de regresie "taie" axa ordonatelor în punctul a (fig. 5.3);

iv) termenul b se mai numește și *termenul pantă*, deoarece valoarea lui redă gradul de înclinare a dreptei de regresie. O dreaptă mai înclinată, deci un b cu valoare mare,indică o rată mare de creștere (sau scădere) a lui Y funcție de creșterea lui X. Dimpotrivă, pentru un b cu o valoare mică, rata schimbării lui Y este, de asemenea, mică.

v) când $a = 0$, linia de regresie trece prin origine și ecuația ei este:

$$Y = b \cdot X$$

Dacă înlocuim pe X cu 1000, se obține (fig.5.4 a):

$$Y = 0{,}0 + (0{,}8 \times 1000) = 800$$

vi) când $b = 0$, linia de regresie este orizontală, ceea ce indică faptul că dacă X crește, Y rămâne constant (fig.5.4.b). Astfel, dacă termenul de intercepție $a = 1000$ și $b = 0$,

$$Y = 1000 + (0{,}0 \times 500) = 1000$$

Pentru reprezentarea dreptei de regresie pe grafic este suficient să se determine două puncte prin care trece dreapta. Unul din cele două puncte va fi punctul în care dreapta interceptează axa ordonatelor, respectiv $a = 518{,}82$ în exemplul din fig.5.2. Pentru simplificarea calculelor, cel de al doilea punct poate fi ales la abscisa $X = 1000$. Ordonata punctului M va fi

$$Y = 518{,}82 + 0{,}3287 \times 1000 = 847{,}52.$$

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Tabel 5.2. Estimarea parametrilor ecuației de regresie liniară

Calculul asupra valorilor măsurate						Valori predictate		
Nr.	X	Y	X×Y	X^2	Y^2	Y_0	$Y-Y_0$	$(Y-Y_0)^2$
1	717	728,0	521976,0	514089	529984	753,7	-25,7	659,0
2	600	690,0	345000,0	250000	476100	682,3	7,7	58,6
3	470	587,3	276031,0	220900	344921	672,5	-85,2	7256,4
4	490	605,0	298450,0	240100	366025	679,1	-74,1	6484,6
5	280	535,0	149800,0	78400	286225	610,0	-75,0	5630,0
6	395	623,3	246203,5	156025	388503	647,8	-24,5	601,8
7	440	678,0	298320,0	193600	459684	662,6	15,4	236,4
8	263	653,8	171949,4	69169	427454	604,4	49,4	2435,9
9	27	530,0	14310,0	729	280900	526,9	3,1	9,8
10	160	516,0	82560,0	25600	266256	570,6	-54,6	2980,1
11	430	735,0	316050,0	184900	540225	659,3	75,7	5724,9
12	269	512,6	137889,4	72361	262759	606,4	-93,8	8801,7
13	150	607,0	91050,0	22500	368449	567,3	39,7	1575,8
14	60	503,0	30180,0	3600	253009	537,7	-34,7	1205,6
15	150	552,0	82800,0	22500	304704	567,3	-15,3	234,2
16	420	665,0	279300,0	176400	442225	656,0	9,0	80,1
17	432	640,0	276480,0	186624	409600	660,0	-20,0	399,8
18	855	705,0	602775,0	731025	497025	799,0	-94,0	8841,6
19	550	855,0	470250,0	302500	731025	698,8	156,2	24404,8
20	1536	926,0	1422336,0	2359296	857476	1022,9	-96,9	9383,4
21	807	672,0	542304,0	651249	451584	783,3	-111,3	12377,2
22	340	649,0	220660,0	115600	421201	629,8	19,2	370,4
23	600	581,0	348600,0	360000	337561	715,2	-134,2	18013,4
24	2509	1346,0	3377114,0	6295081	1811716	1342,7	3,3	11,0
25	1093	945,0	1032885,0	1194649	893025	877,3	67,7	4589,0
26	931	1028,0	957068,0	866761	1056784	824,0	204,0	41611,8
27	890	840,0	747600,0	792100	705600	810,5	29,5	868,2
28	879	808,0	710232,0	772641	652864	806,9	1,1	1,2
29	362	687,0	248694,0	131044	471969	637,0	50,0	2501,4
30	436	776,0	338336,0	190096	602176	661,3	114,7	13154,1
31	510	805,0	410550,0	260100	648025	685,6	119,4	14248,7
Suma	17951	21984	15045753	17439639	16545054			193750,88

Unind a cu M obținem, grafic, dreapta de regresie care aproximează cel mai bine tendința în cadrul observațiilor variabilei Y (fig.5.2).

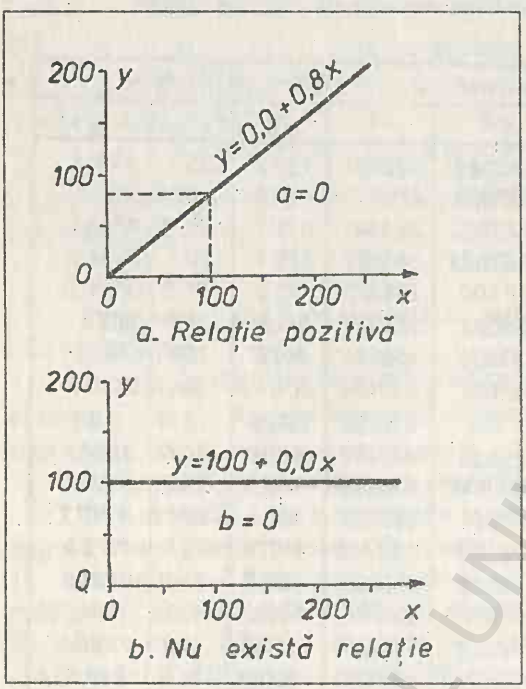


Fig. 5.4. Exemple de relații liniare între *X* și *Y*.

Interpretarea diferitelor situații care pot apare când două variabile sunt covariante depinde de valorile pe care le iau coeficienții de regresie și ,în plus, coeficientul de corelație. De asemenea, nu întotdéauna relația între *X* și *Y* este o relație directă de tip cauză - efect. În sistemele mediului natural rareori există o cauzalitate simplă, perfectă și, de aceea, este necesară o bună cunoaștere a variabilelor care se pun în corelație. Un ghid necesar în acest sens, după care putem să analizăm tipul de relație când două variabile sunt covariante, poate fi descris în următorii termeni (cf. Chorley and Kennedy, 1971):

Cauzalitate

Variabila *X* este cauza variabilei *Y* (fig.5.5.A). Acest fapt poate fi stabilit numai prin înțelegerea profundă a naturii proceselor investigate. De exemplu, se intuiește că precipitațiile sunt cauza scurgerii lichide, că mărimea debitelor lichide este cauza mărimii lățimii albiilor de râu, că panta versantului este cauza ratei proceselor de creep ș.a.m.d. Variabilele *X* și *Y* pot fi, deopotrivă, cauză și efect și atunci putem vorbi de *autocorelație* (fig.5.5.B). Cele două variabile aflate în corelație se schimbă una față de alta în armonie, dar ele sunt, de fapt, efecte ale unei cauze comune, respectiv, o a treia variabilă, care nu intră în analiză. De exemplu, lățimea albiei și lungimea de undă a meandrelor se corelează foarte apropiat, dar niciodată lățimea albiei nu va fi o cauză a lungimii

BCU CLUJ-NAPOCA BABEȘ-BOLYAI UNIVERSITY LIBRARY

de undă a meandrelor și nici invers. Ambele variabile sunt efectul unei cauze comune, și anume, mărimea debitului lichid al râului.

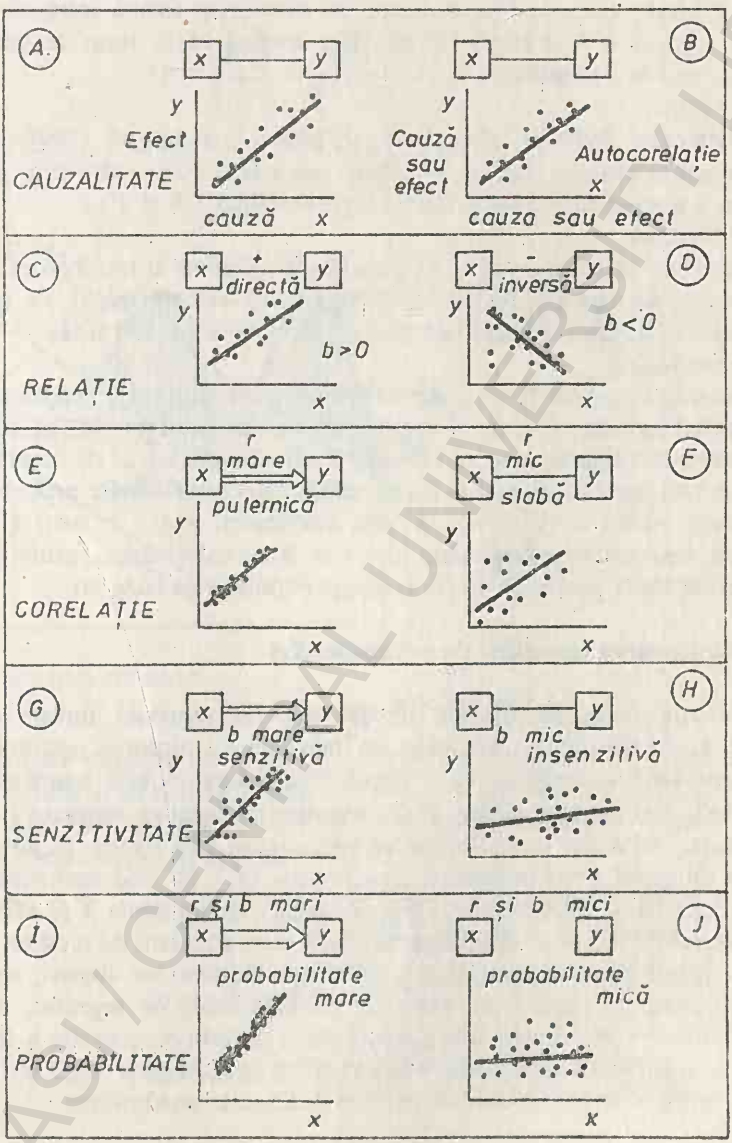


Fig.5.5. Interpretarea diagramelor simboluri ale conceptelor de cauzalitate, relație, corelație, senzitivitate și probabilitate între două variabile (Chorley și Kennedy, 1971)

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Relație

Perechile de variabile X și Y pot fi în relație directă ($b > 0$), adică odată ce variabila X crește, răspunsul în Y crește, de asemenea; relația între ele poate fi inversă și atunci $b < 0$ (fig.5.5.C și D), arătând că în timp ce variabila X crește,răspunsul în Y descrește.

Corelație

Intensitatea legăturii între X și Y poate fi puternică (coeficientul de corelație peste 0,95) sau slabă ($r \approx 0,2$) și acest fapt este vizibil prin gradul de împrăștiere a punctelor în jurul liniei de regresie (fig.5.5.E și F).

Senzitivitate

Răspunsul în variația lui Y la acțiunea lui X poate fi rapid (coeficientul b are valoare mare) sau mai lent (coeficientul b are valoare mică). Pe diagramă, senzitivitatea este redată de panta dreptei de regresie (fig.5.5.G și H).

Probabilitate

Perechile de valori X și Y reprezintă un eșantion dintr-o populație finită sau infinită de valori. Cu cât dimensiunea eșantionului crește, se mărește și probabilitatea ca valoarea lui r să crească. Dacă r (coeficientul de corelație) și b (coeficientul de regresie) al eșantionului sunt mari, există o mare probabilitate ca și populația valorilor X și Y să aibă coeficienți r și b mari (fig.5.5.I). Dimpotrivă, un eșantion caracterizat prin r și b cu valori mici, rezultă că acesta este nereprezentativ pentru a cerceta întreaga populație pe baza lui.

5.2.1. Eroarea standard de estimație (S_Y)

Abaterile fenomenului real de la modelul regresiei lineare propuse, respectiv, de la dreapta de regresie, se măsoară cu ajutorul mărimii numite *eroarea standard de estimație* (S_y). Semnificația acesteia este asemănătoare cu cea a abaterii (deviației) standard. Ne reamintim că abaterea standard (σ) arată că aproximativ 68% din totalul valorilor cercetate se află dispus în jurul mediei aritmetice. În cazul *erorii standard de estimație* (S_y), în mod asemănător, 68% din totalul punctelor ce reprezintă variabila Y față de variabila X se află dispuse în jurul dreptei de regresie. Mai departe, două erori standard de o parte și alta a liniei de regresie cuprind aproximativ 95% din numărul de abateri, iar 3 erori standard cuprind aproape toate abaterile de la dreapta de regresie, respectiv, 99,73%. Ilustrarea în viziune tridimensională a repartiției normale a frecvenței abaterilor în jurul liniei de regresie este sugestivă în acest sens (fig.5.6). Formula de calcul pentru eroarea standard de estimație, S_y , este următoarea:

$$S_y = \sqrt{\frac{\left(d^2\right)}{n}}$$

unde d reprezintă abaterea valorilor reale (Y) de la valorile calculate (Y_c) și n numărul de observații. În exemplul ales (fig.5.2), eroarea standard de estimație este:

$$S_y = \sqrt{\frac{\left(d^2\right)}{n}} = \sqrt{\frac{193727,3}{31}} = 79,05\ mm$$

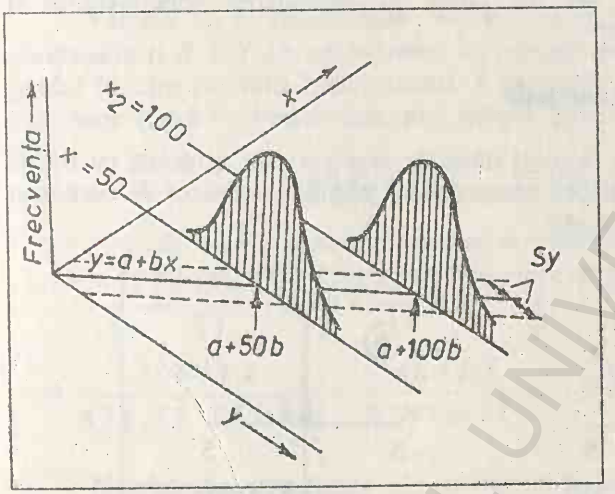


Fig. 5.6. Curbe de frecvențe ipotetice, arătând relația tridimensională exprimată de eroarea standard de estimare (S_y) (Krumbein si Graybell, 1964)

Pe baza ecuației obținute:

$$PP = 518,82 + 0,3287\ H$$

și cu o eroare standard de 79,05 mm este de așteptat cu 99,7% șanse din 100 (3 erori standard) ca la o altitudine de 1400 m să se realizeze o precipitație anuală de 979 mm. Intervalele date de 1, 2 și 3 erori standard, de o parte și alta a dreptei de regresie, se determină astfel:

$$\text{interval de } 68\% \begin{cases} 979 + (1 \times 79,05) \cong 1058mm \\ 979 - (1 \times 79,05) \cong 900mm \end{cases}$$

$$\text{interval de } 95\% \begin{cases} 979 + (2 \times 79,05) \cong 1137mm \\ 979 - (2 \times 79,05) \cong 821mm \end{cases}$$

$$\text{interval de } 99,7\% \begin{cases} 979 + (3 \times 79,05) \cong 1216mm \\ 979 - (3 \times 79,05) \cong 742mm \end{cases}$$

Abaterile (reziduul) de la dreapta de regresie reprezintă variația neexplicată (elementul perturbator) în cadrul fenomenului studiat. Adesea este denumită și *zgomot* prin analogie cu electricitatea statică, în cazul radioului, care se suprapune și perturbă semnalul informațional. Zgomotul în datele regresiei

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

poate veni din mai multe surse. De exemplu, abaterile se pot datora erorilor de măsurare, existenței unui alt tip de relații decât cea liniară, între perechile de valori *X*, *Y*. Dacă se elimină și varianța dată de aceste cauze, mai poate rămâne totuși o bandă de deviații dezordonate în jurul liniei de regresie. Aceste deviații poartă denumirea de *zgomot alb* și sunt rezultatul combinării unor cauze necunoscute. Apariția zgomotului alb în investigațiile cauzale este un fapt obișnuit și diminuarea lui are loc odată cu diminuarea imperfecțiunii și insuficienței cunoașterii noastre.

5.2.2. Coeficientul de corelație

Împrăștierea punctelor în jurul liniei de regresie este apreciată cu o mai mare siguranță, folosind statistica dimensională numită *coeficient de corelație*. Formula de calcul este următoarea:

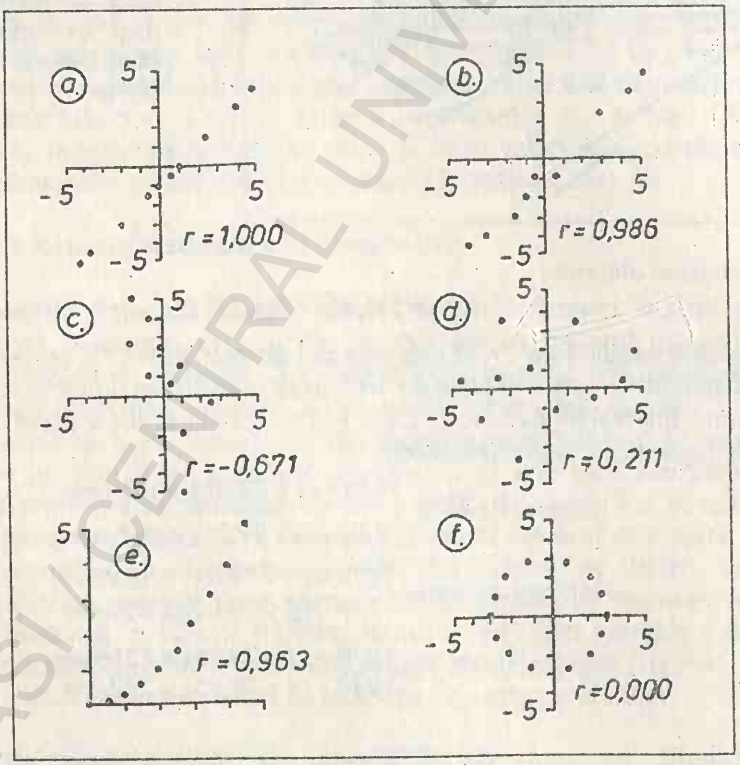


Fig. 5.7. Exemple de coeficienți de corelație (Haan, 1977)

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

$$r = \frac{\frac{\sum XY}{n} - \frac{\sum X}{n} \cdot \frac{\sum Y}{n}}{\sqrt{\frac{\sum X^2}{n} - \left(\frac{\sum X}{n}\right)^2} \cdot \sqrt{\frac{\sum Y^2}{n} - \left(\frac{\sum Y}{n}\right)^2}}$$

Valorile lui r variază între +1 și −1. O valoare 0 arată că nu există corelație între X și Y. Cu cât valoarea lui r se apropie de 1,0 (cu + sau −), cu atât gradul în care variabila independentă X determină variabila dependentă Y este mai mare (fig.5.7). Pentru exemplul propus (fig.5.2), coeficientul de corelație este:

$$r = \frac{\frac{150445753}{31} - \frac{17951}{31} \cdot \frac{21984}{31}}{\sqrt{\frac{17439639}{31} - \left(\frac{17951}{31}\right)^2} \cdot \sqrt{\frac{16527054}{31} - \left(\frac{21984}{31}\right)^2}}$$

$$= \frac{74697,1}{476,71 \cdot 173,84} = \frac{74697,1}{82872,21} = 0,901$$

Nivelele de semnificație ale coeficientului de corelație trebuie considerate funcție de dimensiunea eșantionului. Tabelul 5.3. prezintă valorile critice ale lui r pentru o serie de dimensiuni ale eșantioanelor (număr de perechi de valori) care permite să acceptăm sau să respingem o valoare a lui r ca fiind statistic semnificativă sau nu. Corelația este semnificativă dacă valoarea calculată a lui r este mai mare decât valoarea critică tabelată la nivelul de semnificație (P) și dimensiunea eșantionului (n).

Tabel 5.3. Nivele de semnificație pentru coeficientul de corelație (Kirkby *et al.*,1987)

Dimensiunea eșantionului (n)	Nivele de semnificație (P)		
	0,05	0,01	0,001
3	0,954	0,986	0,997
4	0,891	0,956	0,987
5	0,826	0,919	0,970
6	0.774	0,880	0,948
7	0,727	0,843	0,924
8	0,685	0,808	0,899
9	0,650	0,776	0,875

BCU IAȘI CENTRALA UNIVERSITARĂ LIBRARY

10	0,619	0,746	0,851
11	0,592	0,719	0,828
12	0,567	0,698	0,806
13	0,546	0,672	0,786
14	0,526	0,652	0,767
15	0,509	0,633	0,749
16	0,493	0,615	0,732
17	0,478	0,599	0,715
18	0,465	0,584	0,700
19	0,453	0,570	0,686
20	0,441	0,557	0,672
25	0,395	0,502	0,613
30	0,360	0,461	0,567
40	0,312	0,402	0,499
60	0,254	0,330	0,414
120	0,179	0,234	0,297

5.2.3. Coeficientul de determinare

Pătratul coeficientului de corelație este coeficientul de determinare (r^2), care arată cantitatea variației lui Y "explicată" de variația observată în X. Valoarea $r^2 \times 100$ indică, procentual, nivelul de explicație realizat de variabila X, iar $(1 - r^2) \times 100$ reprezintă varianța neexplicată. De exemplu, în corelația din fig.5.2, altitudinea reliefului explică 81% din variația precipitațiilor, și doar 19 % din variația precipitațiilor se datorește acțiunii altor factori, necunoscuți.

5.2.4. Matrice de corelație

Coeficientul de corelație este larg folosit în studiul sistemelor mediului natural. Cea mai completă informație asupra structurii cauzale în cadrul unui sistem considerat este dată de matricea coeficienților de corelație (sisteme de corelație). Acesta este un tablou în care grupuri de variabile se intersectează; fiecare variabilă este pusă în legătură cu cealaltă. Alegerea corelațiilor semnificative din întreg tabloul se face pe baza mărimii coeficientului de corelație, a semnului de relație (+ sau −) și a direcției sugerate de cauzalitate.

Cel mai simplu tip de matrice de corelație este cel în care există aditivitate, adică fiecare variabilă de control exercită un efect distinct și separat asupra altor variabile care sunt considerate dependente. În fig. 5.8.A este un exemplu de matrice a valorilor r pentru un set de 5 variabile imaginare, iar în fig. 5.8.B este prezentată structura corelațiilor dată de valoarea și semnul coeficienților de corelație, r. Aditivitatea presupune că atât pe coloane, cât și pe rânduri suma r este 1,0. Din păcate, în sistemele naturale rareori există aditivitate, din cauză că efectul combinat al factorilor cauzei este, de regulă, mai mic decât suma efectelor

BCU CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

individuale (Chorley și Kennedy, 1971). În această situație, construcția simplă a sistemelor de corelație (cf.fig..5.8.B) trebuie înlocuită printr-o analiză mult mai complexă: de exemplu, analiza canonică, analiza factorială, ș.a.

A. Matricea lui r^2

	1	2	3	4	5	Σr^2
1		.151	.449	.070	.542	1,212
2	.151		.004	.282	.194	.631
3	.449	.004		.002	.359	.814
4	.070	.282	.002		.149	.503
5	.542	.194	.359	149		1.244

B. Structura de corelație, aditivă

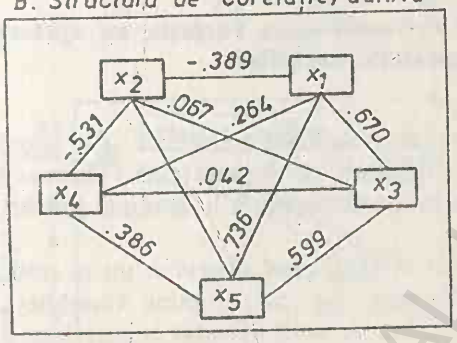
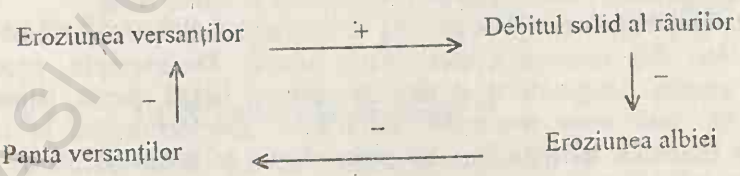


Fig.5.8. Matrice de corelație a r^2 (A) și structura de corelație aditivă (B) (Chorley și Kennedy, 1971

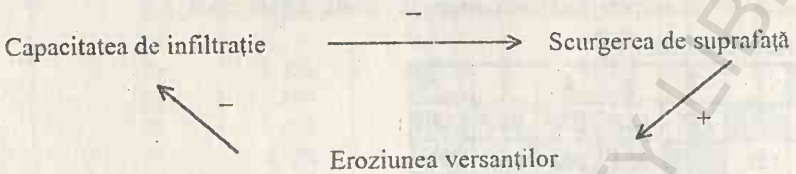
O discuție mai largă asupra utilizării și interpretării rezultatelor în legătură cu sistemele de corelație o vom realiza la capitolul de aplicații. Ceea ce este important de reținut în legătură cu matricele, se referă la posibilitatea identificării buclelor de feedback într-un sistem natural, pe baza semnului și intensității corelațiilor. Iată un exemplu de buclă de *feedback negativ* : o creștere a eroziunii versanților cauzează o creștere a debitului solid al râurilor, care reduce rata de adâncire a albiei, rezultând mai departe reducerea unghiului de înclinare a versanților și, astfel, diminuarea ratei eroziunii versanților.



Bineînțeles, efectul se va resimți, în continuare, asupra cantității debitului solid al râului care, de asemenea, se va diminua. Un alt exemplu se referă la bucla *feedback-ului pozitiv*: o descreștere în capacitatea de infiltrație cauzează o

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

cauzând, la rândul ei, îndepărtarea stratelor mai permeabile de la partea superioară a solului, și, mai departe, la descreșterea capacității de infiltrație.



Alte exemple de bucle de feedback sunt prezentate de Melton (1958), Chorley și Kennedy (1971), Rădoane (1983).

5.3. Evaluarea fenomenului de nelinearitate a variației cu ajutorul regresiei și corelației curbilinii

În natură există puține fenomene care manifestă linearitate. De regulă, nelinearitatea este trăsătura generală a schimbării în lumea reală (Thornes și Fergusson, 1981). Între situațiile care determină devierea de la tendința lineară a proceselor se pot enumera:

i) Saltul variabilei *Y* funcție de variabila *X* când intervine un al treilea factor. Efectul acestuia este similar celui de *prag*, care impune variabilei *Y* trecerea bruscă de la o stare la alta. Un exemplu mult discutat în literatura de specialitate este schimbarea în variația diametrului median al depozitelor de albie minoră, când se face trecerea de la pietriș la nisip. Această schimbare se face prin înregistrarea unei penurii a particulelor de 2 ÷ 4 mm în depozitele de albie (fig.5.9).

Fenomenul este bine cunoscut în literatură (o discuție mai amplă se află în Ichim *et al.*, 1989) și este un exemplu tipic de *prag intrinsec* (în accepțiunea dată de Schumm, 1973). Mai numeroase sunt, însă, *pragurile extrinseci*, în aceeași accepțiune, date de intervențiile antropice asupra proceselor fizico-geografice și care determină numeroase cazuri de nelinearitate în lumea reală.

ii) Tendința unor fenomene ale lumii reale de a urmări o linie curbă în evoluția lor, fără intervenția unui factor anume. De exemplu, procesele ce însoțesc profilul longitudinal al râurilor (debitul lichid, panta, lățimea albiei majore, etc) sau toate procesele hidrologice, geomorfologice în relație cu suprafața bazinelor hidrografice. Se poate vorbi, în acest caz, de o curbă de regresie și tehnica de determinare a acesteia se numește regresie curbilinie.

Expresiile analitice ale relațiilor dintre fenomenele care exprimă neliniaritatea sunt date de o mare familie de curbe: hiperbolice, parabolice, exponențiale, logaritmice, etc. În mod teoretic, se poate imagina un număr

nelimitat de curbe care pot fi descrise de funcții matematice (fig.5.10). În practică, însă, se utilizează un număr redus de modele de regresie curbilinie, pe care le enumerăm mai jos:

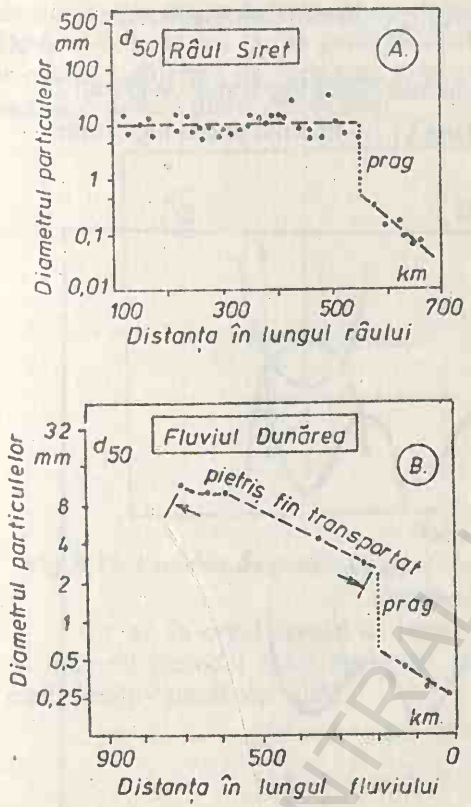


Fig.5.9. Variația diametrului median al depozitelor de albie în profil longitudinal: A. pentru râul Siret (Ichim si Rădoane, 1990). B. pentru Dunăre (Bondar, 1980)

5.3.1. Modele parabolice (sau polinomiale)

Acest tip de modele sunt exprimate prin polinoame de gradul 2,3,...*n*, de forma:

$$Y = a + b \cdot X + c \cdot X^2 \text{(polinomul de gradul 2)}$$

$$Y = a + b \cdot X + c \cdot X^2 + d \cdot X^3 \text{(polinomul de gradul 3)}$$

$$Y = a + b \cdot X + c \cdot X^2 + d \cdot X^3 + \ldots + n \cdot X^n \text{(polinomul de gradul n)}$$

$$\log Y = a + b \cdot X + c \cdot X^2$$

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

$Y = a + b(\log X) + c(\log X)^2$ (polinomul semilogaritmic de gradul 2)

$\log Y = a + b \cdot X + c \cdot X^2 + d \cdot X^3$

$Y = a + b(\log X) + c(\log X)^2 + d(\log X)^3$ (polinomul semilogaritmic de gradul 3)

$\log Y = a + b(\log X) + c(\log X)^2$ (polinomul dublu logaritmic de gradul 2)

$\log Y = a + b(\log X) + c(\log X)^2 + d(\log X)^3$ (polinomul dublu logaritmic de gradul 3)

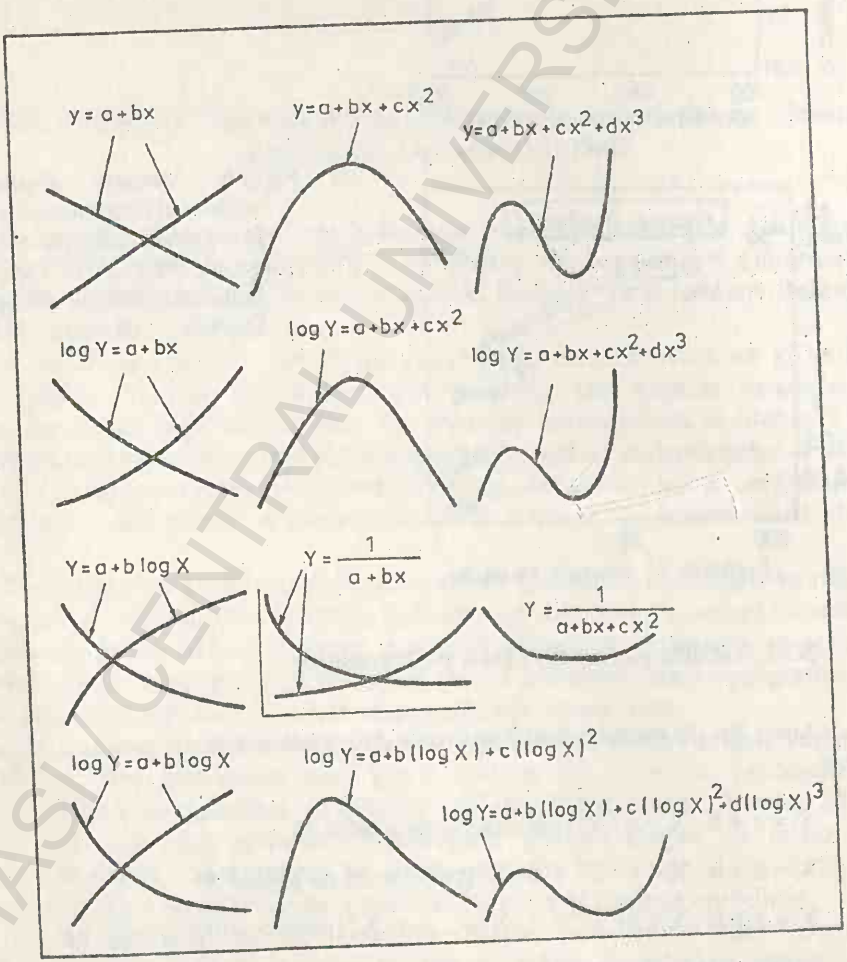


Fig. 5.10. Curbe care descriu diferite tipuri de funcții matematice (Ezekiel and Fox, 1959)

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Polinomul de gradul 2 (sau parabola) este un model care explică variația a numeroase fenomene reale și are o expresie grafică prezentată în fig.5.11. Ambele tipuri de curbe (normală și semilogaritmică) prezintă un punct extrem, de maximum sau minimum, în funcție de semnul coeficientului de regresie (*c*). Dacă c > 0, atunci curba parabolei este convexă, iar dacă c < 0, curba este concavă. Indiferent de forma ei, concavă sau convexă, parabola este simetrică față de ordonata punctului extrem.

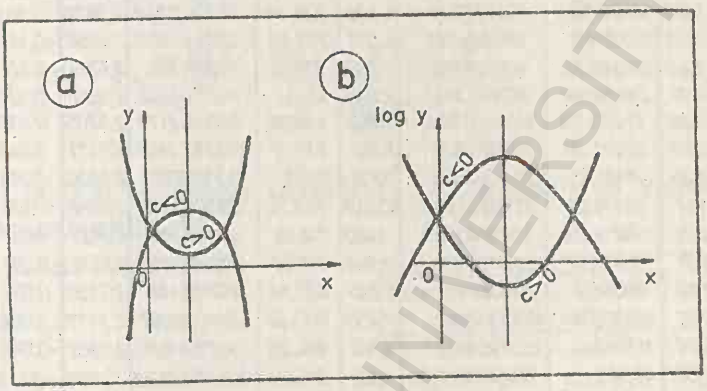


Fig. 5.11. Parabola de gradul doi: a) $Y = a + bX + cX^2$; b) $\log Y = a + bX + cX^2$ (Vasilescu *et al.*, 1980)

Ca și în cazul dreptei de regresie, parametrii parabolei se pot determina cu ajutorul metodei celor mai mici pătrate. Ecuațiile normale pentru calculul coeficienților parabolei sunt:

$$\Sigma Y = n \cdot a + b \cdot \Sigma X + c \cdot \Sigma X^2$$

$$\Sigma X \cdot Y = a \cdot \Sigma X + b \cdot \Sigma X^2 + c \cdot \Sigma X^3$$

$$\Sigma X^2 Y = a \cdot \Sigma X^2 + b \cdot \Sigma X^3 + c \cdot \Sigma X^4$$

de unde rezultă:

$$a = \frac{\left(\Sigma X^4 \cdot \Sigma Y\right) - \left(\Sigma X^2 \cdot \Sigma X^2 \cdot Y\right)}{n \cdot \Sigma X^4 - \left(\Sigma X^2\right)^2}$$

$$b = \frac{\Sigma X \cdot Y}{\Sigma X^2}$$

$$c = \frac{n \cdot \Sigma X^2 \cdot Y - \Sigma Y \cdot \Sigma X^2}{n \cdot \Sigma X^4 - \left(\Sigma X^2\right)^2}$$

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Tabel 5.4. Date pentru calculul regresiei neliniare între X si Y (parabola)

Nr. crt.	Distanța în lungul râului	Indice de aplatizare	Calculul asupra valorilor măsurate					Valori calculate	Reziduu (d)	d^2
	X	Y	X^2	X^4	Y^2	X×Y	$X^2 \times Y$	Yc	Y-Yc	$(Y-Yc)^2$
1	113,3	2,08	12836,89	164785745	4,326	235,66	26700,7312	2,3826	-0,303	0,0915
2	128,6	2,27	16537,96	273504121	5,153	291,92	37541,1692	2,4355	-0,165	0,0274
3	156,6	2,40	24523,56	601404995	5,760	375,84	58856,544	2,5213	-0,121	0,0174
4	168,7	2,68	28459,69	809953955	7,182	452,12	76271,9692	2,5540	0,126	0,0159
5	182,3	2,68	33233,29	1104451564	7,182	488,56	89065,2172	2,5875	0,093	0,0086
6	205,6	2,68	42271,36	1786867876	7,182	551,01	113287,2448	2,6371	0,043	0,0018
7	219,5	2,95	48180,25	2321336490	8,703	647,53	142131,7375	2,6620	0,288	0,0829
8	237,3	3,17	53311,29	3170961381	10,049	752,24	178505,7893	2,6888	0,481	0,2316
9	257,4	2,90	66254,76	4389693223	8,410	746,46	192138,804	2,7121	0,188	0,0353
10	276,1	2,71	76231,21	5811197378	7,344	748,23	206586,5791	2,7271	-0,017	0,0003
11	294,1	2,80	86494,81	7481352157	7,840	823,48	242185,468	2,7356	0,064	0,0041
12	318,6	2,70	101505,96	10303459916	7,290	860,22	274066,092	2,7377	0,038	0,0014
13	340,1	2,60	115668,01	13379088537	6,760	884,26	300736,826	2,7305	-0,130	0,0170
14	354,8	2,58	125883,04	15846539760	6,656	915,38	324778,2432	2,7207	-0,141	0,0198
15	376,6	2,58	141827,56	20115056776	6,656	971,63	365915,1048	2,6990	-0,119	0,0142
16	405,6	2,29	164511,36	27063987569	5,244	928,82	376731,0144	2,6567	-0,367	0,1345
17	425,1	2,43	180710,01	32656107714	5,705	1032,99	439125,3243	2,6197	-0,190	0,0360
18	445,4	2,59	198361,16	39355084643	6,708	1153,59	513807,204	2,5738	0,016	0,0003
19	465,6	2,81	216783,36	46995025173	7,896	1308,34	609161,2416	2,5207	0,289	0,0837
20	487,4	2,46	237558,76	56434164453	6,052	1199,00	584394,549	2,4550	0,005	0,0000
21	506,4	2,12	256440,96	65761965966	4,494	1073,57	543654,835	2,3907	-0,271	0,0733
22	529,6	2,36	280476,16	78666876328	5,570	1249,86	661923,7376	2,3033	0,057	0,0032
23	554,7	2,12	307692,09	94674422249	4,494	1175,96	652307,231	2,1977	-0,078	0,0060
24	566,0	2,51	320356,00	102627966736	6,300	1420,66	804093,560	2,1464	0,364	0,1322

Parametrii: *n* (numărul de observații),

$$\Sigma X, \Sigma Y, \Sigma X^2, \Sigma X^4, \Sigma X^2 \cdot Y, \Sigma XY, \Sigma Y \cdot \Sigma X^2$$

se obțin conform tabelului 5.4, în aceeași manieră ca în cazul regresiei liniare.

Pentru o ecuație semilogaritmică de tipul celei din fig. 5.II.B ecuațiile normale sunt:

$$\Sigma(\log Y) = n \cdot a + b \cdot \Sigma X + c \cdot \Sigma X^2$$

$$\Sigma(X \cdot \log Y) = a \cdot \Sigma X + b \cdot \Sigma X^2 + c \cdot \Sigma X^3$$

$$\Sigma(X^2 \cdot \log Y) = a \cdot \Sigma X^2 + b \cdot \Sigma X^3 + c \cdot \Sigma X^4$$

BCU IAȘI CENTRUL DE CARTE

de unde rezultă:

$$a = \frac{\Sigma X^4 - \Sigma(\log Y) - \Sigma X^2 \cdot \Sigma\left(X^2 \cdot \log Y\right)}{n \cdot \Sigma X^4 - \left(\Sigma X^2\right)^2}$$

$$b = \frac{\Sigma(X \cdot \log Y)}{\Sigma X^2}$$

$$c = \frac{n \cdot \Sigma\left(X^2 \cdot \log Y\right) - \Sigma \log Y \cdot \Sigma X^2}{n \cdot \Sigma X^4 - \left(\Sigma X^2\right)^2}$$

Parametrii utilizați au aceeași semnificație, cu deosebire că variabila Y este exprimată prin logaritmul ei.

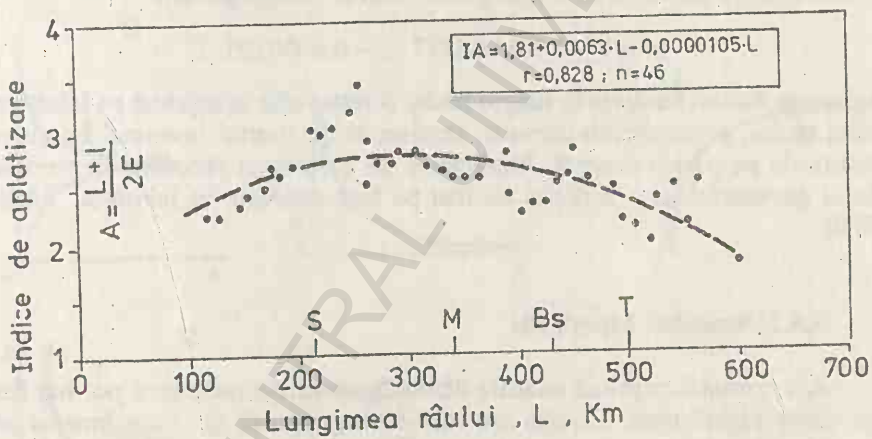


Fig. 5.12. Tendința parabolică de variație a indicelui de aplatizare a pietrișurilor în lungul râului Siret (Ichim și Rădoane, 1988)

Cu cât crește gradul polinomului, cu atât crește și numărul punctelor de extrem. Dacă în cazul unei drepte de regresie nu există nici un punct de extrem, în cazul polinomului de gradul doi, care depinde de trei parametri, există un singur punct extrem, iar polinomul de gradul trei depinde de patru parametri și are două puncte de extrem. În general, polinomul de gradul n depinde de $n - 1$ parametri și are $n - 1$ puncte de extrem și $n - 2$ puncte de inflexiune. În practică, se utilizează, rareori, modele polinomiale de grad superior. Rezolvarea sistemelor de ecuații cu trei, patru sau mai multe necunoscute necesită un volum mare de operații și, adesea, este imposibilă fără un calculator electronic de mare

BCU CLUJ CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

putere. De asemenea, interpolarea fenomenelor studiate prin polinoame de grade superioare este lipsită de interes întrucât se caută ca variația studiată să fie exprimată printr-o relație cât mai sintetică. De aceea, numai în cazuri rare se recurge la polinoame de un grad mai mare decât trei. Un caz special îl constituie analiza seriilor de timp (capitolul 6).

Pentru exemplificarea obținerii unui model parabolic am utilizat datele de măsurători asupra indicelui de aplatizare (*IA*) a galeților din albia râului Siret între localitatea Siret și până avale de confluența cu râul Buzău (tabel 5.4), unde aceste particule dispar. Reprezentarea grafică a datelor într-un sistem de coordonate rectangulare arată că este vorba de o variație curbilinie care aproximează o parabolă (fig.5.12). Se determină parametrii din coloana 4 - 9 (tabel 5.4) și cu valorile rezultate se obțin următorii coeficienți: a = 1,81; b = 0,0063; c = 0,0000105. Cu ajutorul acestor coeficienți, putem scrie funcția modelului parabolic care în cazul exemplificat prezintă variația indicelui de aplatizare (*IA*) a galeților în lungul râului Siret (*L*, km)(fig.5.12).

$$IA = 1{,}812 + 0{,}006337 \cdot L - 0{,}0000105 \cdot L^2$$

Explicarea acestei tendințe în lungul râului Siret se află în legătură cu trăsătura de bază a râului, aceea de râu carpatic, imprimată de aportul însemnat cu aluviuni grosiere de pe partea dreaptă. Implicațiile pe care acest fenomen le are asupra istoriei geomorfologice a râului au fost pe larg abordate în Ichim și Rădoane (1990).

5.3.2. Modelul hiperbolic

Acest model exprimă relațiile dintre fenomenele reale care pot lua forma unei curbe hiperbolice. Ecuația are mai multe expresii și vom încerca să le enumerăm funcție de caracteristicile principale.

Un prim tip de expresii este următorul:

$$Y = a + \frac{b}{X}$$

sau

$$Y = \frac{a \cdot X + b}{X}$$

unde ($0 < X < \infty$). Graficul funcției se prezintă în fig. 5.13 a. Curba descrisă de ecuația de mai sus are două asimptote, una orizontală ($Y = a$) și una verticală ($X = 0$). Pentru $b = 0$, curba este descrescătoare și tinde asimptotic către a, iar dacă $b > 0$, atunci hiperbola este descrisă de o curbă crescătoare care tinde asimptotic spre o valoare limită superioară când X tinde spre $+\infty$. Când $b < 0$, legătura

dintre variabile este directă sau pozitivă, iar când b > 0, legătura dintre variabile este inversă sau negativă.

Dependența de tip hiperbolic poate lua și o altă formă și anume (fig.5.13 b):

$$Y = \frac{1}{a + b \cdot X} \text{ unde } \left(-\frac{a}{b} < X < \infty \right)$$

Asimptotele curbelor hiperbolice sunt: una orizontală, când $Y = 0$ și alta verticală, când $X = -a/b$.

Altă ecuație de tip hiperbolic este:

$$Y = \frac{1}{a + \frac{b}{X}}$$

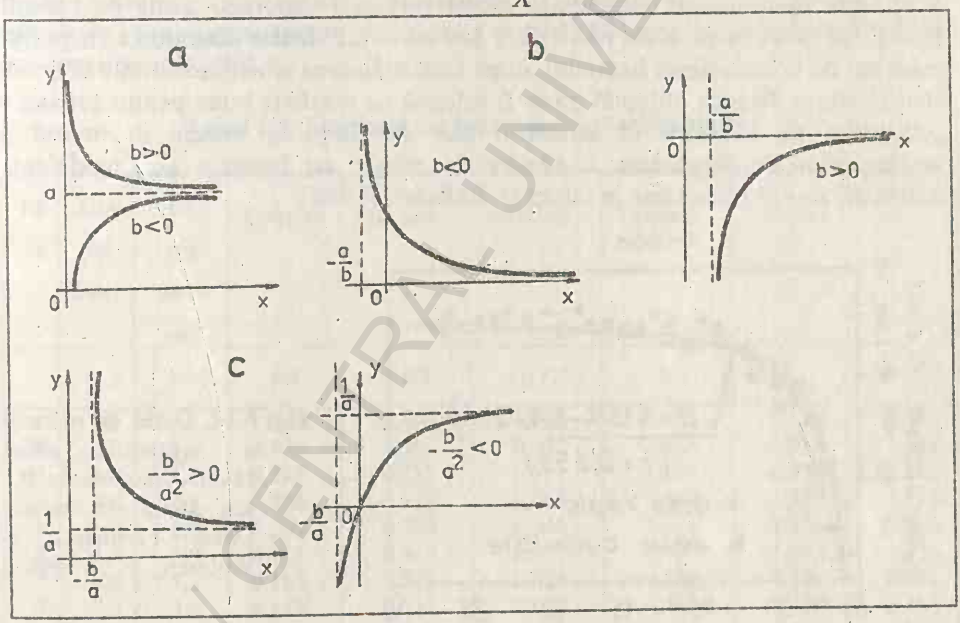


Fig. 5.13. Hiperbola: a) $Y = b/X$; b) $Y = 1/a + bX$ (Vasilescu *et al.*, 1980)

unde ($-b/a < X < \infty$) și ($X \neq 0$).

Graficul acestei curbe este dat în fig. 5.13 c. În acest caz asimptotele sunt: una orizontală $Y = 1/a$ și alta verticală $X = -b/a$. Coeficienții ecuației de regresie de tip hiperbolic se determină, de asemenea, cu ajutorul metodei celor mai mici pătrate. De exemplu, în cazul ecuației de tipul

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

$$Y = a + \frac{b}{X} \quad \text{sau} \quad Y = a + b \cdot \frac{1}{X}$$

Aproximarea curbei se face utilizând ecuațiile normale ale regresiei lineare:

$$\Sigma Y = n \cdot a + b \cdot \Sigma\left(\frac{1}{X}\right)$$

$$\Sigma\left(\frac{Y}{X}\right) = a \cdot \Sigma\left(\frac{1}{X}\right) + b \cdot \Sigma\left(\frac{1}{X^2}\right)$$

Un model de calcul este dat în tabelul 5.5 pentru curba hiperbolică din fig. 5.14, care aproximează degradarea albiei fluviului Colorado avale de barajul Davis. Se observă că acest proces are loc cu o rată foarte accentuată în primii cinci ani de la închiderea barajului, după care adâncirea albiei încetinește la o rată foarte redusă. Relația obținută poate fi folosită cu rezultate bune pentru predicția procesului de adâncire în următorii pași de timp. O trecere în revistă a fenomenului de degradare a albiilor în relație cu barajele și modelarea matematică sunt prezentate în Ichim și Rădoane (1986).

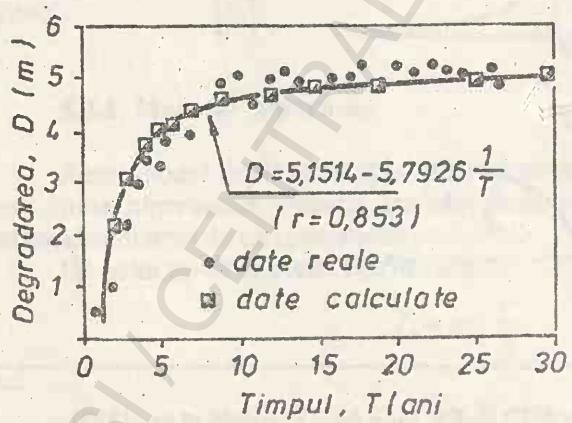


Fig. 5.14. Curbă de regresie a degradării albiei râului Colorado la 0,1 km avale de barajul Davis (Williams și Wolman, 1984)

De asemenea, modelul hiperbolic a fost aplicat și pentru prognozarea modificării albiilor torențiale în amonte de barajele de reținere a aluviunilor de pe afluenții Bistriței, Pângarați și Oanțu (N. Rădoane, 1986). Măsurătorile pe o perioadă de 9 ani pe profile transversale fixe ale albiilor torențiale au arătat o tendință spre agradare a patului albiilor. Fenomenul are valori ridicate pe sectoarele imediat amonte de primele baraje și se exinde regresiv pe sute de metri

BCU IAȘI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

pe albia torențială. Evoluția fenomenului de agradare a fost exprimată de relațiile:

$$Ag = 5.74 - 5.947\frac{1}{T}; \qquad r = 0.926; \quad n = 9$$

pentru o secțiune de albie situată la 10 m în amonte de baraj, și

$$Ag = 4.23 - 3.741\frac{1}{T}; \qquad r = 0.986; \quad n = 9$$

pentru o secțiune de albie situată la 33 m în amonte de baraj. Coeficientul de regresie al funcțiilor hiperbolice indică tendința de diminuare a ratei de agradare a albiei cu cât distanța amonte de baraj crește. Asemenea relații pot fi utilizate pentru evaluarea zonei maxime de extindere a acumulării aluviunilor pe albiile torențiale, a reducerii pantei râului și a modificării profilelor longitudinale a acestor tipuri de albii.

Tabel 5.5. Estimarea parametrilor ecuației hiperbolice

Nr crt	Timpul (ani)	Degradarea (m)	Calculul valorilor măsurate			Valoare calculată	Reziduu (d)	d^2
	X	*Y*	*1/X*	*Y·1/X*	$(1/X)^2$	*Yc*	*Y-Yc*	$(Y-Yc)^2$
1	1,0	0,5	1,000	0,500	1,000	-1,050	1,551	2,403
2	2,0	1,0	0,500	0,500	0,250	2,088	-1,088	1,184
3	3,0	2,2	0,333	0,733	0,111	3,134	-0,934	0,873
4	4,0	2,3	0,250	0,575	0,062	3,657	-1,357	1,843
5	5,0	2,6	0,200	0,520	0,040	3,971	-1,371	1,880
6	5,5	3,0	0,181	0,545	0,033	4,085	-1,085	1,178
7	6,0	3,2	0,167	0,533	0,028	4,180	-0,981	0,961
8	7,0	3,9	0,143	0,557	0,020	4,330	-0,430	0,185
9	8,0	4,9	0,125	0,612	0,016	4,442	0,458	0,209
10	9,0	5,0	0,111	0,555	0,012	4,529	0,471	0,221
11	10,0	4,5	0,100	0,450	0,010	4,599	-0,099	0,009
12	11,0	5,0	0,091	0,454	0,008	4,656	0,344	0,118
13	12,0	5,1	0,083	0,425	0,007	4,704	0,396	0,157
14	15,0	4,9	0,067	0,327	0,004	4,808	0,092	0,008
15	16,0	4,8	0,062	0,300	0,004	4,834	-0,034	0,001
16	17,0	5,0	0,059	0,294	0,003	4,857	0,142	0,020
17	18,0	5,0	0,055	0,278	0,003	4,878	0,122	0,015
18	19,0	5,2	0 052	0,274	0,002	4,896	0,304	0,092

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

19	20,0	4,9	0 050	0,245	0,002	4,913	-0,013	0,000
20	21,0	5,2	0 048	0,248	0,002	4,928	0,272	0,074
21	22,0	5,4	0 045	0,245	0,002	4,941	0,459	0,210
22	23,0	5,5	0,043	0,239	0,002	4,954	0,546	0,298
23	24,0	5,7	0 042	0,237	0,002	4,965	0,735	0,539
24	27,0	5,8	0 037	0,215	0,001	4,994	0,806	0,649
25	28,0	5,7	0 036	0,203	0,001	5,002	0,697	0,486

5.3.3. Modelul logaritmic

Modelul logaritmic este dat de funcția semilogaritmică.

$$Y = a + b \cdot \log X \qquad (0 < X < \infty)$$

Din fig 5.10 se observă că dacă valoarea coeficientului de regresie b este pozitivă, curba este crescătoare, iar dacă valoarea lui b este negativă, curba este descrescătoare. Soluționarea modelului este asemănătoare regresiei lineare, cu mențiunea că variabila X este logaritmată cu logaritmul zecimal:

$$\Sigma Y = n \cdot a + b \cdot \Sigma(\log X)$$

$$\Sigma(Y \cdot \log X) = a \cdot \Sigma(\log X) + b \cdot \Sigma(\log X)^2$$

de unde rezultă:

$$a = \frac{\Sigma Y \cdot \Sigma(\log X)^2 - \Sigma(\log X) \cdot \Sigma(Y \cdot \log X)}{n \cdot \Sigma(\log X)^2 - [\Sigma(\log X)]^2}$$

$$b = \frac{n \cdot \Sigma[Y(\log X)] - \Sigma(\log X) \cdot \Sigma Y}{n \cdot \Sigma(\log X)^2 - (\Sigma \log X)^2}$$

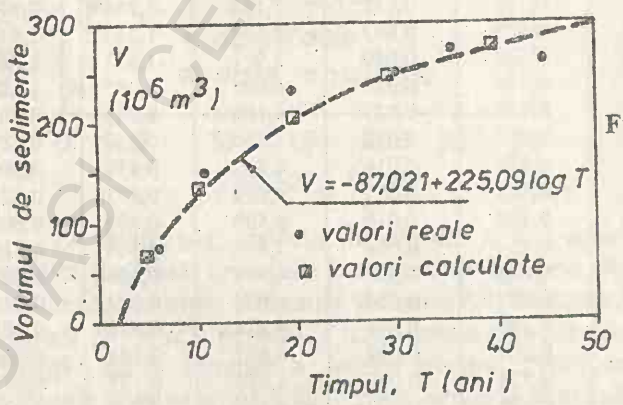


Fig. 5.15. Colmatarea lacului Elephant Butte (Rio Grande, SUA) ca o funcție semilogaritmică de timp (adaptare după Rooseboom, 1975)

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Aplicarea modelului logaritmic pentru descrierea creşterii volumului de sedimente într-un lac de baraj, indică un ritm accelerat în primii ani după construirea barajului şi mult mai atenuat pe măsura creşterii timpului (fig.5.15), dar nu în aceeaşi măsură ca în cazul modelului hiperbolic (fig.5.14). Curba teoretică modelează foarte apropiat curba reală de creştere a volumelor şi s-a obţinut prin logaritmarea variabilei *X*, respectiv, timpul. În tabelul alăturat (5.6) sunt cuprinse variabilele corelate şi calculele necesare.

Tabel 5.6. Date pentru calculul funcţiei logaritmice

Timpul (ani)	Volum de sedimente (10^6 m³)	Calculul valorilor măsurate			Valoare calculată	Reziduu (d)	(d^2)
(X)	*(Y)*	*lg (Y)*	*Y x lg (X)*	*(lgX)²*	*Yc*	*Y-Yc*	*(Y-Yc)²*
6	75	0,7782	58,36	0,605	88,23	-13,230	175,035
11	150	1,0414	156,21	1,084	147,41	2,582	6,667
20	230	1,3010	299,24	1,693	205,79	24,205	585,87
30	250	1,4771	369,28	2,182	245,39	4,612	21,271
36	270	1,5563	420,20	2,422	263,19	6,809	46,36
45	260	1,6532	429,83	2,733	284,98	-24,981	624,03

5.3.4. Modelul de tip exponenţial

Funcţiile matematice care descriu modelul exponenţial sunt:

$$Y = a \cdot e^{b \cdot X}$$

$$Y = a \cdot e^{\frac{b}{X}}$$

$$Y = \frac{1}{a + b \cdot e^{-X}}$$

unde e = baza logaritmului natural.

În domeniul ştiinţelor Pământului, modelele exponenţiale s-au dovedit a fi utile în mod deosebit, în explicaţia variaţiei unor fenomene în relaţie cu profilul longitudinal (legea lui Sternberg, de exemplu, din 1875). În Ichim *et al.* (1989) sunt prezentate pe larg mai multe tipuri de modele în relaţie cu profilul

longitudinal al râurilor. Rolul modelului exponențial în explicarea formei profilului longitudinal este discutat în partea finală a capitolului despre modele.

5.3.5. Modelul funcției de putere

Funcția acestui model are forma:

$$Y = a \cdot X^b$$

care, prin logaritmare, devine:

$$\log Y = a + b \cdot \log X$$

Din această cauză se mai numește și funcție dublu logaritmică. În sistemele naturale cele mai numeroase relații sunt neliniare, iar descrierea lor se face cel mai bine prin funcții de putere. Este suficient să amintim legăturile de la nivelul unui bazin hidrografic și, în special, cele aflate sub controlul mărimii suprafeței bazinului hidrografic. De exemplu, Ichim (1988) inventariază un număr de 30 de variabile în relație cu mărimea suprafeței bazinului hidrografic după un model de tipul funcției de putere.

5.3.6. Alegerea celei mai potrivite ecuații de regresie

O problemă fundamentală în analiza regresiei este alegerea celei mai potrivite ecuații de regresie. După modul cum este rezolvată această problemă depinde încrederea ce se poate acorda indicatorilor obținuți din calculele de regresie și corelație.

Ca și în cazul regresiei lineare, regresia curbilinie trebuie însoțită de o explicație fizică a fenomenului studiat. Dacă există legități care se cunosc în mod aprioric cu privire la forma legăturii dintre variabile, atunci se va utiliza drept ecuație de regresie expresia matematică a acestora. De exemplu, forma profilului longitudinal, indiferent de dimensiunea râului, este o curbă semilogaritmică sau exponențială și pentru descrierea unui profil anume (sau pentru reconstituirea lui) vom utiliza unul dintre aceste modele (Ichim *et al.*, 1989). Dacă nu există o asemenea bază teoretică se procedează la o analiză calitativă a esenței fenomenelor și dacă se ajunge la concluzia că există legături între variabile, pentru a alege cel mai potrivit model de regresie se pot utiliza următoarele reguli (cf. Vasilescu *et al.* , 1980).

i) Se reprezintă grafic datele empirice și se trasează vizual o curbă care să se apropie cât mai mult de punctele empirice și apoi se alege o ecuație a cărei curbă să se apropie cât mai mult de cea empirică. Această metodă se poate utiliza în practică numai dacă numărul perechilor de valori este suficient de mare ($n \geq 30$).

ii) Se reprezintă datele empirice pe hârtie milimetrică obișnuită în coordonate rectangulare pe scară aritmetică. Dacă norul de puncte rezultat din

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

corelația variabilelor X și $\log Y$ ia o formă lineară, atunci legătura între variabile se poate exprima printr-o curbă semilogaritmică:

$$\log Y = a + b X$$

Dacă relația între $\log Y$ și $\log X$ ia o formă lineară, atunci legătura dintre variabile poate fi descrisă de o ecuație dublu-logaritmică:

$$\log Y = a + b \log X$$

Dacă graficul perechilor de valori Y și $1/X$ ia forma unei drepte atunci legătura între variabile este hiperbolică.

$$Y = a + b \cdot \frac{1}{X}$$

iii) Dacă se reprezintă pe o hârtie semilogaritmică perechile de valori corelate X și Y și norul de puncte ia forma unei drepte, atunci legătura dintre variabile se apropie de o curbă semilogaritmică:

$$\log Y = a + b X$$

iv) Dacă perechile de valori X și Y se reprezintă pe hârtie dublu-logaritmică și relația ia forma unei drepte, atunci legătura dintre variabile ia forma unei funcții de putere (sau dublu-logaritmică):

$$\log Y = a + b \log X$$

v) Dacă pe un grafic în care, pe abcisă scara este aritmetică, iar pe ordonată sunt date valorile reciproce $1/Y$, de asemenea, pe scară aritmetică, corelograma ia forma unei drepte, legătura dintre variabile se apropie de o hiperbolă descrisă de ecuația:

$$\frac{1}{Y} = a + b \cdot X$$

Aceste câteva reguli generale nu rezolvă multitudinea de situații care apar în cercetarea statistică a legăturii între variabile, dar oferă un prim ghid al abordării lor. Curbele empirice se vor apropia mai mult sau mai puțin de anume modele teoretice și o serie de tehnici statistice ne vor ajuta să apreciem care dintre modele este cel mai potrivit. Dintre aceste tehnici, prezentăm în continuare câteva.

5.3.7. Eroarea standard neliniară

Eroarea standard neliniară (Sy) se determină, pornind de la aceeași relație de bază:

BCU IAȘI - CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

$$Sy = \sqrt{\frac{(d^2)}{n}}$$

sau din relația:

$$Sy^2 = \frac{Y^2 - a \cdot Y - b \cdot XY - c \cdot X^2 \cdot Y - d \cdot X^3 \cdot Y - \ldots}{n}$$

variabilă pentru curbele polinomiale. Pentru alte tipuri de curbe relația se poate adapta utilizând logaritmii lui *X* și *Y*. Astfel, pentru o curbă de tipul :

$$\log Y = a + b \cdot X + c \cdot X^2$$

eroarea standard se calculează astfel:

$$Sy^2 = \frac{\Sigma(\log Y)^2 - a \cdot \Sigma \log Y - b \cdot \Sigma(X \cdot \log Y) - c \cdot \Sigma(X^2 \cdot \log Y)}{n}$$

5.3.8. Indice de corelație

Măsura intensității relației nelineare dintre două variabile se numește *indice de corelație* sau *raport de corelație* și se notează cu *Ro*. Expresia de calcul este următoarea:

$$Ro = \sqrt{\frac{a \cdot \Sigma Y + b \cdot \Sigma XY + c \cdot \Sigma X^2 Y + \ldots - n \cdot \left(\frac{\Sigma Y}{n}\right)^2}{\Sigma Y^2 - n \cdot \left(\frac{\Sigma Y}{n}\right)^2}}$$

Interpretarea valorilor indicelui de corelație este asemănătoare cu a coeficientului de corelație. Astfel, *Ro* variază între 0 și 1. Dacă relația între variabilele *X* și *Y* se ajustează conform unei regresii nelineare, abaterile față de curbă vor fi mai mici decât față de o dreaptă de regresie, iar eroarea standard va fi și ea mai mică pentru curbă. Se poate deci afirma că *Ro* este întotdeauna egal sau mai mare decât *r*.

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

5.3.9. Indice de determinare

Asemănător coeficientului de determinare (r^2), indicele de determinare este pătratul indicelui de corelație (*Ro*). Semnificația indicelui de determinare este asemănătoare cu cea a coeficientului de determinare, adică el explică cantitatea de varianță dată de curba de regresie. Mai departe, $Ro \times 100$ prezintă această cantitate în procente.

5.4. Cuantificarea legăturilor multivariate folosind regresia și corelația multiplă

Modelul statistic care pune în corelație mai mult decât două variabile se numește regresie multiplă sau model de analiză multivariată. Bazele teoriei statisticilor multivariate au fost puse la sfârșitul secolului trecut și s-au dezvoltat, cu deosebire, în anii '20 prin contribuția lui R.A.Fisher. Calculele necesare pentru analiza multivariată sunt mari consumatoare de timp, dacă se fac manual, de aceea calculatorul electronic poate fi foarte util în această situație.

În numeroase sisteme ale mediului natural există posibilitatea identificării unor variabile care ocupă un loc nodal în ce privește cauzalitatea, astfel încât orice schimbare în variabila dependentă este condiționată de interacțiunile variabilelor independente. Măsura acestor schimbări este dată de corelațiile lineare multiple. Există mai multe probleme care se pun în legătură cu tehnica de investigație multivariată (Huggett, 1985). Dintre acestea amintim următoarele:

Câte variabile independente de importanță majoră pot fi considerate ca factori ai variabilei dependente ?

Dacă variabilele independente sunt în interrelație (efectul de colinearitate), în ce măsură această interdependență este relevantă în răspunsul variabilei dependente ?

Care este ponderea relativă a fiecărei variabile independente ? Variază importanța acestor variabile de la o situație la alta ? Răspunsul la aceste întrebări va fi dat, în parte, pe măsura prezentării metodologiei de analiză multivariată.

Relațiile dintre variabile în cazul analizei regresiei multiple sunt schematizate în fig. 5.16 - 5.17 prin care se ilustrează maniera în care variabila *Y* este explicată de variabilele $X_1, X_2 \ldots X_n$. Chiar dacă s-au identificat toate variabilele independente care controlează variabila *Y*, în domeniul sistemelor naturale va exista întotdeauna o cantitate neexplicată, necunoscută, notată aici cu e_y și care poate fi o componentă a erorii, o componentă sistematică neevaluată sau o combinație a celor două(fig.5.16 a). Un exemplu clasic de analiză multivariată este în legătură cu panta profilului longitudinal (*S*), care poate fi

solid (*Qs*) și calibrul materialului de albie (*D*) (fig.5.16.b).

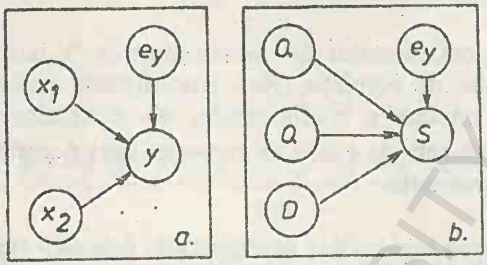


Fig. 5.16.a Corelație multiplă: X_1 și X_2 = variabile independente observate; Y = variabila dependentă; e_y = variabila independentă neobservată; **b.**Panta profilului longitudinal, *S*, poate fi explicată prin aportul a trei variabile independente, debitul lichid (*Q*), debitul solid (*Qs*) și calibrul materialului de albie (*D*); Variația neexplicată a pantei profilului longitudinal este cuprinsă în eroarea variabilei e_y

Un tip special de analiză multivariată este așa numita *analiză a drumului* (fig.5.17 a) în care variabilele independente pot fi ordonate conform acțiunii lor asupra variabilei *Y* (de exemplu, dacă acțiunea variabilelor *X* se produce, diferențiat, în timp, atunci ordinea *X*-ilor poate fi ordonată după acest criteriu). Presupunând că și aici determinările sunt incomplete, s-a indicat, de asemenea, eroarea variabilei *Y*. O altă dezvoltare a analizei regresiei multiple este *regresia multiplă repetată,* în care un set de variabile independente *X* sunt corelate cu un set de variabile *Y*. Fiecare variabilă *Y* este corelată cu toate variabilele *X*, așa cum indică structura din fig.5.17 B. Matricele coeficienților de corelație sunt construite pe acest principiu al corelației repetate.

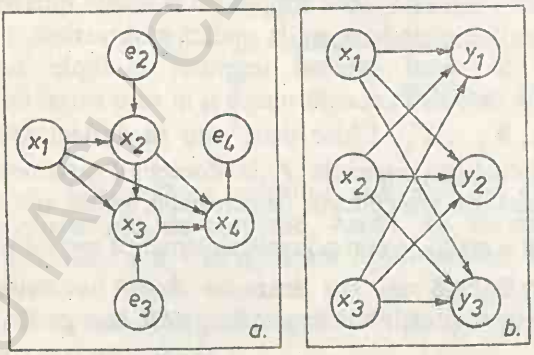


Fig.5.17. Analiza drumului (a) și corelația multiplă repetată (b) (Enache, 1986)

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Atâta timp cât mai mult decât o variabilă independentă influențează variabila dependentă, modelul regresiei lineare simple poate fi extins pentru a include în analiză mai multe variabile independente. Modelul general al regresiei multiple este :

$$Y = a_1 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \ldots + b_k X_k$$

unde Y este variabila dependentă, $X_1, X_2, \ldots, X_k$ fiind variabile independente distincte, iar $b_1, b_2 \ldots b_k$ fiind coeficienți de regresie care definesc rata schimbării în Y, funcție de fiecare variabilă independentă.

Valorile parametrilor se pot determina cu ajutorul ecuațiilor normale. În cazul unei ecuații de regresie cu o variabilă dependentă Y și două variabile independente X_1, X_2, parametrii a, $bY_{2.3}$ și $bY_{3.2}$ se obțin din:

$$\sum Y = n \cdot aY_{1.2} + bY_{1.2} \cdot \sum X_1 + bY_{2.1} \cdot \sum X_2$$

$$\sum YX_1 = a \cdot Y_{1.2} \cdot \sum X_1 + bY_{1.2} \cdot \sum X_1^2 + bY_{2.1} \cdot \sum X_1 \cdot X_2$$

$$\sum YX_2 = a \cdot Y_{1.2} \cdot \sum X_2 + bY_{1.2} \cdot \sum X_1 X_2 + bY_{2.1} \cdot \sum X_2^2$$

În calculul parametrilor, după cum se vede, se ia în considerare și asociația celeilalte variabile independente cu variabila dependentă. Această caracteristică explică modul de notare, în care indicii parametrului b indică și celelalte variabile independente incluse. De exemplu, dacă notăm un parametru $bY_{1.2}$, aceasta presupune regresia variabilei Y_1 în raport de Y, dar ținând seama și de variabila X_2.

În cazul unei relații lineare dintre trei variabile independente și o variabilă dependentă a cărei ecuație de regresie este:

$$Y = a + bY_{1.23} X_1 + bY_{2.13} X_2 + bY_{3.12} X_3$$

ecuațiile normale vor fi:

$$\sum Y = n \cdot a + bY_{1.23} \sum X_1 + bY_{2.13} \sum X_3 + bY_{3.12} \sum X_4$$

$$\sum YX_1 = a \cdot \sum X_1 + bY_{1.23} \sum X_1^2 + bY_{2.13} \sum X_1 X_2 + bY_{3.12} \sum X_1 X_3$$

$$\sum YX_2 = a \cdot \sum X_2 + bY_{1.23} \sum X_1 X_2 + bY_{2.13} \sum X_2^2 + bY_{3.12} \sum X_2 X_3$$

$$\sum YX_3 = a \cdot \sum X_3 + bY_{1.23} \sum X_1 X_4 + bY_{2.13} \sum X_2 X_3 + bY_{3.12} \sum X_3^2$$

Prin rezolvarea sistemului de 4 ecuații cu patru necunoscute, se determină valorile parametrilor a, $bY_{1.23}$ și $bY_{3.12}$. Ca și în cazul regresiei lineare, regresia multiplă trebuie să fie însoțită de eroarea standard de estimare, calculată după același tip de expresie:

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

$$Sy_{123} = \sqrt{\frac{d^2}{n}}$$

unde semnificaţia notaţiilor este asemănătoare cu aceea de la regresia lineară şi curbilinie.

De asemenea, *coeficientul de corelaţie multiplă* (R) reprezintă o măsură a gradului de explicare a variabilei Y, iar *coeficientul de determinare multiplă* (R^2) dă procentul varianţei din Y care este explicat din combinaţia variabilelor X_1 şi X_2. În acest caz:

$$R^2 = \frac{\left[a \cdot Y_{1.2} \cdot \Sigma Y + bY_{1.2} \Sigma YX_1 + bY_{2.1} \Sigma YX_2 - \left(\Sigma Y\right)^2 / n\right]}{\left[\Sigma Y^2 - \left(\Sigma Y\right)^2 / n\right]}$$

Paralel cu aceşti coeficienţi se determină şi coeficienţii de corelaţie parţială. Coeficientul de corelaţie parţială este o măsură relativă a asocierii dintre variabila dependentă şi una din variabilele independente, înlăturând influenţa celorlalte variabile independente.

Coeficienţii de regresie (b) ai ecuaţiei de regresie multiplă dau măsura modificării variabilei dependente ca urmare a unei creşteri cu o unitate a variabilei independente respective (căreia îi corespunde coeficientul respectiv). De multe ori, însă, diversele variabile independente sunt exprimate în unităţi diferite, ceea ce face imposibilă o comparare a coeficienţilor de regresie (b) între ei.

Regresia multiplă a fost utilizată pentru obţinerea de modele stochastice ale producţiei de aluviuni (Ichim *et al.*, 1986; Singh *et al.*, 1988; Mitchell şi Bubenzer, 1989, etc) ale avansării vârfurilor de ravenă (Thompson, 1964; Rădoane *et al.*, 1994), în studiul geometriei hidraulice (Mosley, 1981) în studiul factorilor ce afectează infiltraţia apelor (Ahnertt, 1974) şi multe altele. După cum se poate intui, calculele pentru realizarea unor asemenea modele consumă enorm de mult timp. De altfel, până ce calculatorul electronic a devenit general disponibil în preluarea acestor calcule, modelele multivariate erau rareori folosite şi cu puţine variabile. Apariţia calculatoarelor de mare viteză a permis depăşirea acestor neajunsuri, încât acum se pot realiza lucruri, altădată, de neimaginat. Astfel, a fost posibilă realizarea unui studiu de largă cuprindere asupra producţiei de aluviuni din bazine hidrografice mai mari de 5000 km², propunându-se modele ce pot fi aplicate pentru diferite regimuri climatice ale Globului. Datele din 79 de bazine hidrografice, grupate în patru mari zone climatice au fost folosite pentru a exprima producţia medie de aluviuni în suspensie (t/km² /an) ca o funcţie de 8 parametri de natură climatică, geologică,

geomorfologică, utilizare a terenurilor, influențe antropice. Ecuațiile de regresie obținute sunt (cf. Jansen și Painter, 1974):

1. Climatul **A** cu 14 bazine - (tropical ploios, unde cea mai rece lună are temperatura mai mare de 18°C):

$$\log Y = 4{,}354 + 1{,}527 \log D - 0{,}302 \log A + \\ + 0{,}296 \log L - 3{,}417 \log T$$

2. Climatul **B** cu 14 bazine - (uscat, pentru care parametrul $W = (P/T) + c < 2$, unde P = precipitații medii anuale în cm, T = temperatura medie anuală în °C și $c = 0$ (precipitații, în principal iarna), $c = 7$ (precipitații uniforme în tot timpul anului), $c = 14$ (precipitații, în principal,vara):

$$\log Y = 12{,}133 - 0{,}340 \log D + 1{,}590 \log H + 3{,}704 \log P + \\ + 0{,}936 \log T - 3{,}495 \log V_1 .$$

3. Climatul **C** cu 25 bazine - (umed, mezoterm, unde cea mai rece lună are o temperatură medie peste 0°C dar sub 18°C și cea mai caldă lună peste 10°C):

$$\log Y = -3{,}0876 + 1{,}003 \log D + 0{,}686 \log Lr + \\ + 4{,}287 \log T - 5{,}031 \log V_1 .$$

4. Climatul **D** cu 26 bazine - (umed, microtermic, unde cea mai rece lună are o temperatură medie sub 0°C și cea mai caldă lună peste 10°C):

$$\log Y = -5{,}073 + 0{,}514 \log H + 2{,}195 \log P - \\ - 3{,}706 \log V_1 + 1{,}449 \log G$$

Tabel 5.7. Varianta și semnificația ecuațiilor și a parametrilor pentru modelul Jansen și Painter (1974)

Climatul	R^2	C. c. m.*	Nivele de semnificație								
			Ecuația	D	A	H	Lr	P	T	V_1	G
A	0,93	0,967	99,5	98,5	99,5		90		90		
B	0,86	0,927	99,5	97,5		95		99,5	90	99,5	
C	0,62	0,792	99,5	99,5			90		99,5	99,5	
D	0,64	0,803	99,5	99,5		90		99,5			97,5

*C.c.m.= coeficient de corelație multiplă

În aceste ecuații P = precipitații medii anuale (mm), T = temperatura medie anuală (0°C), D = scurgerea lichidă (m^3 /km^2), G = rezistența rocilor la

eroziune, H = altitudinea deasupra nivelului mării (m), L = raportul de relief (m/km), A = suprafața bazinului (km^2) și V_1 = indicele de protecție cu vegetație. Tabelul 5.7. cuprinde indicii statistici ai ecuațiilor. Parametrii ecuațiilor care nu sunt semnificativi la nivelul de 90% au fost eliminați. Pe ansamblu, producția de aluviuni crește cu scurgerea, altitudinea, energia de relief, precipitațiile, temperatura și friabilitatea rocilor, dar descreste cu mărirea suprafeței bazinelor și gradul de acoperire cu vegetație. Aceste modele pot fi folosite pentru a evalua mărimea producției de aluviuni în bazinele râurilor unde nu există măsurători.
Există două tipuri de regresie multiplă (cf. Huggett, 1986), *regresia multiplă simplă* în care numărul variabilelor independente este mai mic de trei și *regresia multiplă pas cu pas*, în care numărul variabilelor independente poate fi mult mai mare.

5.4.1. Analiza trendului în suprafață (sau regresia multiplă simplă)

Analiza trendului în suprafață este o formă specială a regresiei multiple, în care o variabilă dependentă este pusă în corelație cu două variabile independente, respectiv, coordonatele carteziene X și Y. Notând variabila dependentă cu h, expresia generală pentru o suprafață trend este:

$$h = f(x, y) + E$$

unde $f(x,y)$ este suprafața trend exprimată printr-o funcție, iar E este reziduu, ca diferență între valorile calculate și cele observate ale suprafetei. Un exemplu foarte simplu de analiză a trendului în suprafață este dat în fig.5.18 A care arată un eșantion de plajă formată din pietrișuri. O grilă de eșantionare a fost plasată pe această plajă și la intersecția rețelei de grilă a fost determinată dimensiunea galeților. Există o tendință spațială în cadrul acestor valori?

Prin calculul regresiei dimensiunii galeților (Y) și fiecare din cele 2 coordonate U (estul) și V (nordul), rezultă că:

$$Y = 1{,}45 + 0{,}71\ U$$
$$Y = 1{,}45 + 0{,}71\ V$$

Prima din aceste ecuații indică o tendință puternică de creștere a dimensiunii galeților către estul plajei, iar curbele acestei relații (adică valorile predictate - Y - din ecuație) sunt date în fig.5.18.B. O tendință similară este arătată spre nord de cea de a doua ecuație în fig.5.18.C. Includerea celor două coordonate (U și V) într-o regresie multiplă

$$Y = 0{,}0 + 0{,}5\ U + 0{,}5\ V \qquad R_{Y.UV} = 1{,}0$$

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

arată cu mai mare acuratețe care este tendința areală de creștere a dimensiunii galeților și anume, spre *NE* (fig.5.18.D).

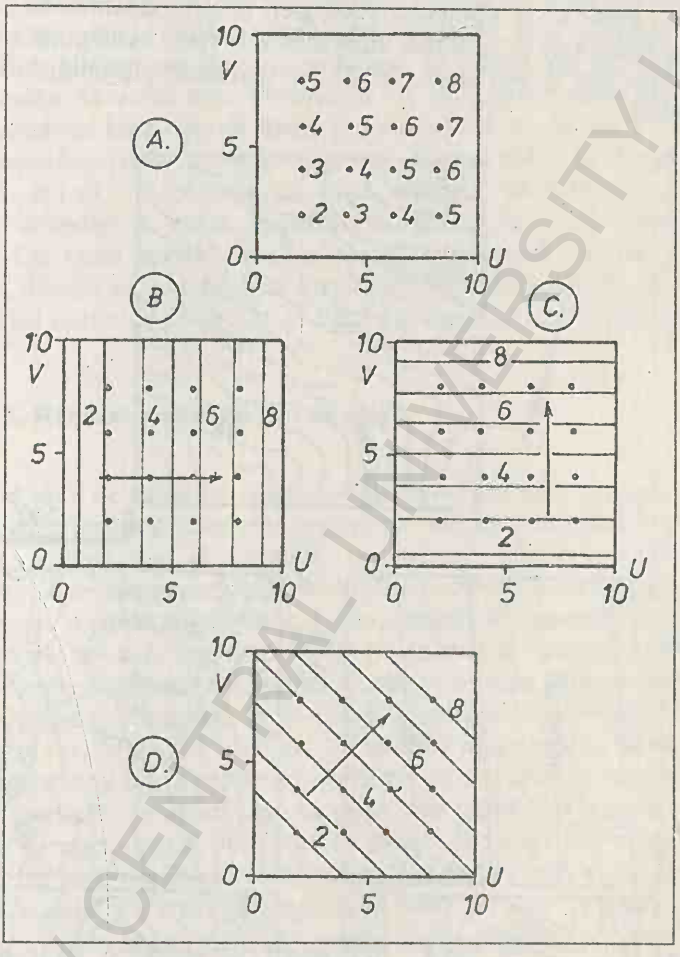


Fig.5.18. Exemplu de trend de suprafață simplu. **A.** Dimensiunea medie a pietrișurilor în 16 puncte de pe o plajă. **B.** Regresia dimensiunii pietrișurilor pe direcția est (U). **C.** Regresia dimensiunii pietrișurilor pe direcția nord (V). **D.** Regresia multiplă a dimensiunii pietrișurilor pe direcția est și nord (Johnston, 1980).

Funcția $f(x,y)$ poate avea o mare varietate de forme, dar cele mai utile s-au dovedit a fi funcțiile polinomiale și Fourier. Exemple de suprafețe curbe ajustate conform unor funcții polinomiale sunt date în fig. 5.19.

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Analiza trendului în suprafață a fost utilizată în domeniul geomorfologiei, pentru evidențierea unei tendințe regionale în morfometria reliefului, în repartiția areală a unor procese, în domeniul geologiei, pentru stabilirea arealelor cu cea mai mare probabilitate a repartiției unor minerale rare, a câmpurilor petroliere și gazeifere (Merriam și Harbaugh, 1972), în domeniul sistematizării teritoriului (Enache, 1986).

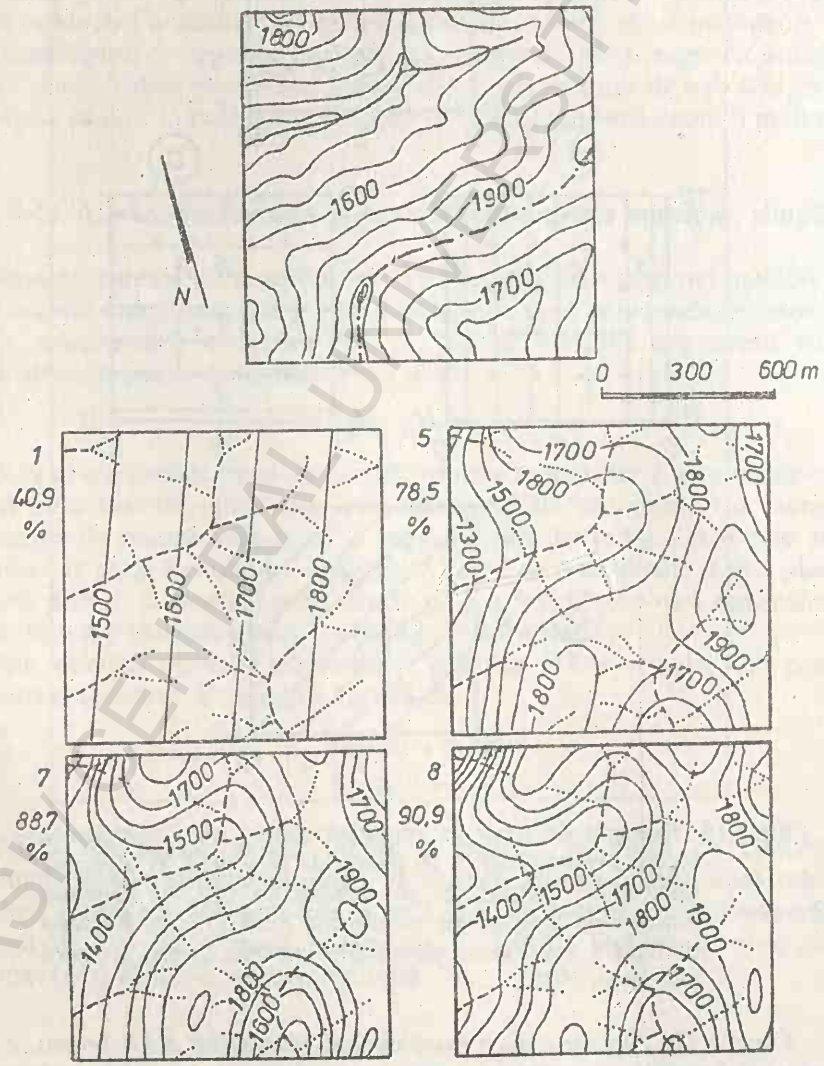


Fig.5.19. Suprafețe trend polinomiale de ordinul I, V, VII și VIII pentru o suprafață de relief (Bassett și Chorley, 1971)

BCU IAȘI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

În general, a fost utilizată pe larg ca instrument cantitativ de descriere a repartițiilor teritoriale și a avut o largă dezvoltare între anii 1965 - 1975, după care, așa cum arată Huggett (1985), interesul a scăzut din cauza serioaselor limite pe care le are. Astfel, multe repartiții teritoriale nu sunt suficient de regulate pentru a fi explicate sau descrise suficient de precis de suprafețe plane ori suprafețe curbe de ordin mic. Descrierea lor cu ajutorul suprafețelor curbe de ordin superior nu face altceva decât să înlocuiască un tip de complexitate cu altul. O suprafață curbă de ordinul patru, de exemplu, pe lângă dificultățile serioase de calcul, nu permite un grad suficient de înalt de generalizare a problemei investigate, cazul respectiv rămânând în mare măsură un caz particular. Cu toate acestea, analiza suprafețelor trend rămâne un mijloc de "filtrare" a datelor cu variabilitate areală, mai ales în situațiile în care există o bază teoretică aprioriică cu privire la tipul de suprafață care descrie cel mai bine fenomenul.

5.4.2. Regresia multiplă pas-cu-pas

Când setul de variabile independente într-o regresie multiplă este mare, se impune o selecționare a celor mai importante variabile independente în termenii valorii lor ca predictori ai variabilei dependente. Procedura pentru a realiza această selecție se numește regresie multiplă pas-cu-pas sau regresie progresivă.

Această metodă nu include toate variabilele independente deodată, ci construiește ecuații care înglobează câte o variabilă la fiecare pas de timp. Dacă sunt 4 variabile independente, atunci există 24 moduri diferite în care "ordinea de intrare" poate fi schimbată; cu 5 variabile independente, există 120 moduri de intrare, cu 6 variabile, 720 moduri. Variabilele independente intră în model în ordinea importanței lor în reducerea variației lui Y (variabila dependentă). Prima variabilă care intră, de obicei, are cea mai mare influență asupra lui Y, aceasta fiind dată de coeficientul de corelație parțial. Exemplificăm această metodă, folosind rezultatele unui studiu realizat de Wolpert (1964) asupra productivității fermelor din Suedia. Variabilele modelului sunt:

Y = productivitatea relativă (procent din productivitatea potențială)

X_1 = suprafața terenurilor arabile per fermă, ha

X_2 = suprafața terenurilor cu pădure per fermă, ha

X_3 = capital disponibil per fermă, mii coroane

X_4 = volum muncă anual per fermă, mii ore

X_5 = productivitatea potențială per fermă, coroane/oră/om

Ecuația totală:

$$Y = 46{,}55 - 1{,}52\ X_1 - 0{,}14\ X_2 + 0{,}99 X_3 - 0{,}09\ X_4 + 0{,}63 X_5$$

indică o productivitate relativă mai mare pe fermele mai mici, pe fermele cu mult capital disponibil, cu nivele mari ale productivității potențiale.

Următoarea problemă care se pune este dacă sunt necesare toate variabilele independente pentru evaluarea lui *Y* într-un mod satisfăcător. Pentru aceasta se utilizează regresia multiplă pas-cu-pas. Coeficienții de corelație parțiali:

$$r_{y\ 1.2345} = -0{,}57 \qquad r_{y\ 2.1345} = -0{,}15$$

$$r_{y\ 3.1245} = 0{,}74 \qquad r_{y\ 4.1235} = -0{,}07$$

$$r_{y\ 5.1234} = 0{,}50$$

arată că X_3 este cel mai bun predictor al lui Y și a intrat în prima ecuație prin procedura pas -cu-pas.

$$Y = a + 0{,}63 \cdot X_3 \qquad R^2_{y.3} = 0{,}29$$

X_1 se adaugă la următorul pas și rezultă o creștere a coeficientului de corelație.

$$Y = a + 0{,}94 \cdot X_3 - 1{,}39 \cdot X_1 \qquad R^2_{y.31} = 0{,}58$$

Adăugarea acestei noi variabile a dublat procentajul variantei lui *Y* față de primul pas. La cel de al treilea pas, intervine X_5, rezultând:

$$Y = a + 0{,}94 \cdot X_3 - 1{,}47 \cdot X_1 + 0{,}59 \cdot X_5 \qquad R^2_{y.315} = 0{,}67$$

Creșterea coeficientului de determinare (R^2) este încă substanțială, dar după al patrulea pas, când a intrat X_2, această creștere este mult mai mică.

$$Y = a + 0{,}96 \cdot X_3 - 0{,}51 \cdot X_1 + 0{,}59 \cdot X_5 - 0{,}12 \cdot X_2 \qquad R^2_{y.3152} = 0{,}71$$

Intrarea lui X_4 în pasul final a produs :

$$Y = a + 0{,}99 \cdot X_3 - 1{,}52 \cdot X_1 + 0{,}63 \cdot X_5 - 0{,}14 \cdot X_2 - 0{,}09 \cdot X_4 \qquad R^2_{y.31524} = 0{,}72$$

dar fără să se realizeze o creștere importantă a lui R^2 , ceea ce arată că X_4 nu ar fi un predictor semnificativ al lui *Y*.

Trecând prin toți pașii, cercetătorul trebuie să decidă la care pas se va opri și care variabile le va exclude. În acest caz, dacă sunt oprite numai variabilele semnificative, atunci în model nu vor intra decât 4 variabile, deoarece cea de a cincea nu mai aduce o îmbunătățire în explicarea variantei lui *Y*. Regresia multiplă pas-cu-pas a fost aplicată pentru evaluarea producției de aluviuni din bazine hidrografice mici (Ichim *et al.*, 1986). S-au luat în considerare 28 variabile independente care se referă la factorii prezumtivi de control ai

BCU / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

producției de aluviuni măsurată în secțiunile de ieșire a 99 de bazine hidrografice mai mici de 200 km² . Variabilele independente au fost grupate astfel:

i) Variabile de control geomorfologic, care au fost evaluate, utilizând fondul topografic 1 / 50 000 (fig. 5.20): 1)Ordin rețea hidrografică în sistem Strahler (Ω); 2)Număr de râuri de ordinul I ($N1$); 3)Număr de râuri de ordinul II ($N2$); 4)Suprafața bazinului (Sb, km²); 5)Altitudinea medie a bazinului ($Hmed$, m); 6) Energia maximă a reliefului ($Emax$, m); 7) Perimetrul bazinului (P, km); 8) Panta medie a bazinului (Ib, %); 8)Diametrul cercului înscris bazinului hidrografic (d, km); 9) Diametrul cercului circumscris bazinului hidrografic (D, km); 10) Coeficient de formă ($Cf = d/D$); 11) Integrala hipsometrică (Ih, %); 12) Circularitatea bazinului ($C = P/2\pi\sqrt{Sb}$); 13) Raport de confluență ($Rc = 1 / N_1^{\Omega-1}$); 14) Lungimea rețelei de ord.I (L_1 , km); 15) Lungimea rețelei de ordinul II (L_2 , km); 16)Lungimea totală a rețelei (Lt, km); 17)Lungimea rețelei interioare ($Lint$, km); 18)Lungimea medie a rețelei de ord.I (Lm, km); 19)Lungimea medie a rețelei de ord.II ($Lm2$, km); 20)Lungimea medie rețea totală (Lmt , km); 21)Densitatea rețelei ord.I ($D1$, km/km); 22)Densitatea rețelei totale (Dt, km/km); 23)Raport de relief (RR, m/km);

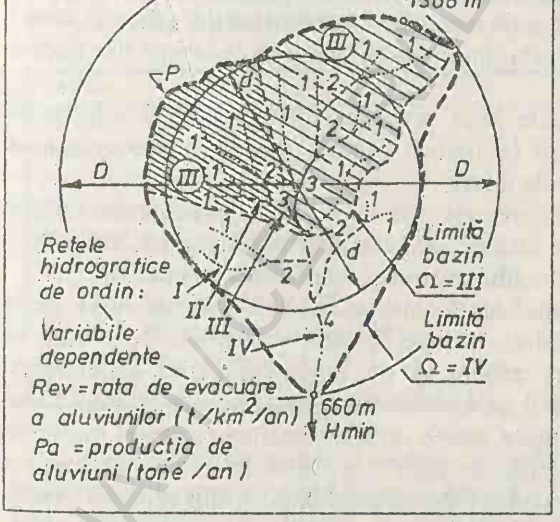


Fig. 5.20. Schemă privind determinarea variabilelor într-un bazin hidrografic (Ichim *et al.*,1986)

ii) Variabile de control climatic: Precipitații anuale (PP, mm).

iii) Variabile de control hidrologic: 1)Debitul lichid maxim cu asigurare 1% ($Qmax$, m³ /s); 2)Scurgerea specifică maximă (Qs, m ³ /km /s).

iv) Variabile privind utilizarea terenurilor: Procent de împădurire (PP, %).

BCU KRAKOW LIBRARY

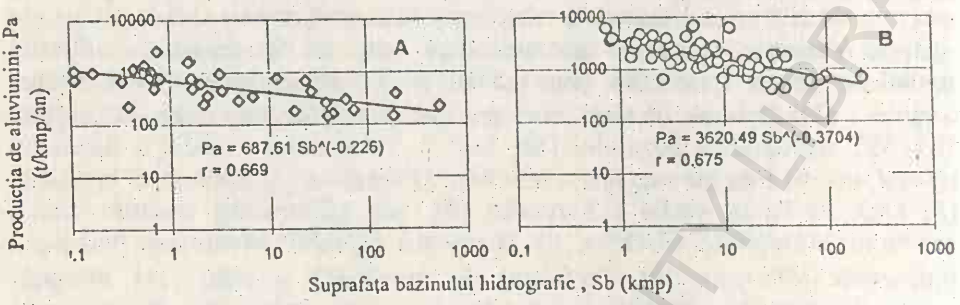


Fig. 5.21. Relații între rata de evacuare a aluviunilor și suprafața bazinelor hidrografice pentru aria munților flișului (A) și aria subcarpatică (B) (Ichim *et al.*, 1986)

Din start a fost desemnată o altă variabilă independentă cu o mare pondere în controlul producției de aluviuni, si anume, litologia. Regresia lineară între producția de aluviuni și suprafața celor 99 bazine hidrografice considerate(fig. 5.21) a condus la separarea a două grupe de puncte, una caracteristică bazinelor dezvoltate pe aria munților flișului (n = 36) și alta caracteristică bazinelor dezvoltate pe aria depozitelor de molasă subcarpatică (n = 63).

Variabilele dependente sunt: *rata de evacuare a aluviunilor* (*Rev*, în tone / km² /an) și *producția de aluviuni* (*Pa*, în tone/an), măsurate la ieșirea din fiecare bazin hidrografic.

Cercetarea legăturilor cauzale între producția de aluviuni din bazinele hidrografice și variabilele de control (climatice, hidrologice, geomorfologice) s-a făcut, admițând următoarele etape de lucru:

1) Validarea datelor experimentale (este necesară parcurgerea tuturor fazelor prezentate în prima parte a lucrării, de la reprezentarea grafică, calcularea indicatorilor statistico-matematici unidimensionali, verificarea normalității;

2) Verificarea stării de dependență între variabilele independente (prin determinarea matricelor de corelație). Se știe că între variabilele de intrare în model (variabilele independente) trebuie să nu existe relații de dependență, pentru a evita, pe cât posibil, efectul de multicoliniaritate (sau redundantă). Dacă acesta se manifestă într-un grad mare, poate invalida analiza regresiei multiple. În această situație se urmărește obținerea unor noi variabile prin combinarea a două variabile independente. În cazul nostru raportul diametrului cercului înscris (*d*) și diametrul cercului circumscris (*D*) conduce la obținerea unei noi variabile, coeficientul de formă (*Cf*), care prezintă altă variație în relație cu producția de aluviuni. De asemenea, raportul de relief (*RR*), care combină lungimea bazinului (*L*) cu energia maximă (*Emax*) sau raportul de confluență (*Rc*), care combină relațiile de la nivelul rețelei hidrografice.

3) Ierarhizarea variabilelor independente pentru alegerea acelora care intră în model. Criteriul de clasificare a variabilelor l-a constituit coeficientul de corelație parțială între logaritmul producției de aluviuni și fiecare din cele 28 variabile independente, de asemenea, logaritmate.

4) Obținerea ecuațiilor de predicție de forma:

$$Y = a_0 X_1^{a1} X_2^{a2} \dots X_n^{an}$$

s-a realizat cu ajutorul calculatorului electronic. În total s-au obținut peste 100 de ecuații.

Variabilele incluse în ecuații au fost selecționate:

i) pe baza intensității corelațiilor dintre *Pa* (tone/an) și fiecare dintre variabilele independente;

ii) pe baza testului *F* aflat în algoritmul regresiei multiple progresive. Modul cum variabilele independente sunt selecționate pentru a intra în model este dat în tabelul 5.8. Se poate constata că modelul permite selectarea tuturor variabilelor independente, concomitent cu mărirea coeficientului de corelație parțială (r) și a celui de determinare ($R^2 \times 100$). Din numărul mare de ecuații obținute am reținut un număr de 8 funcții, pe baza următoarelor considerente:

i) coeficientul de determinare mare;

Tabel 5.8. Funcții simplificate de regresie multiplă pentru evaluarea producției de aluviuni din bazine hidrografice mici din aria flișului (Carpații Orientali)

Relația	*R*	$R^2 \times 100$
Pa = f(*d*)	0,951	90,2
Pa = f(*d, PP*)	0,956	91,5
Pa = f(*d, D, PP*)	0,965	93,1
Pa = f(*Ω, d, D, PP*)	0,969	94,1
Pa = f(*Ω, d, D, Rc ,PP*)	0,972	94,4
Pa = f(*Ω ,N1 ,d, D ,Rc ,PP*)	0,973	94,8
Pa = f(*Ω, N1, d, D, Rc, D1, PP*)	0,975	95,1
Pa = f(*Ω, N1, d, D, Rc, D1, Lm2, PP*)	0,977	95,4
Pa = f(*Ω, N1, d, D,Rc, L2, L1, Lm2, PP*)	0,978	95,7
Pa = f(*Ω, N1, d, D, Ih, Rc, L2, D1, Lm2, PP*)	0,979	95,9

ii) numărul de variabile incluse în model să nu depășească valoarea 6 - 8, pentru ca utilizarea lui să nu fie prea greoaie;

iii) variabilele incluse să reprezinte principalele grupe de factori de control;

iv) variabilele alese să fie relativ ușor de obținut în teren și laborator, cu eforturi cât mai reduse.

BCU "I. CENTRALA UNIVERSITY LIBRARY

5.4.3. Avantaje și dezavantaje ale utilizării regresiei multiple

Dintre modelele matematice, analiza regresiei reprezintă unul dintre cele mai accesibile instrumente prin care se stabilește legătura între diferitele fenomene studiate. O dată cu disponibilitatea din ce în ce mai mare a calculatoarelor și programelor de regresie, s-a ajuns ca rezolvarea modelelor, oricât de complicate, să se producă cu o viteză de neimaginat. Din această cauză, numeroși autori atrag atenția că există riscul unei colectări nesocotite de date, care poate duce la deformări grosolane în interpretarea rezultatelor. Deși tehnicile în sine ale regresiei și corelației sunt absolut obiective, bazate pe statistică și probabilități, recomandarea generală este că fiecare model trebuie precedat de "un mare efort de gândire" (cf. Huggett, 1985) asupra legăturilor cauzale între variabilele incluse în analiză. Aceasta presupune cunoașterea temeinică a domeniului abordat, a teoriei și legităților care acționează în landșaft, astfel încât cercetătorul să fie capabil să facă *distincția relațiilor cauzale de cele formale.*

Așa cum am arătat la începutul capitolului, un model este numai o imagine limitată a complicatelor relații din lumea reală, deoarece nu pot fi incluși în model toți factorii de control. Funcția matematică optimă este o combinare a cel mult 6 - 8 variabile, astfel ca aceasta să fie practică. Or, trebuie o alegere corectă, bazată din nou pe cunoaștere foarte aprofundată a domeniului studiat. Din multitudinea de factori, trebuie reținuți numai *factorii cu influență semnificativă asupra variabilei dependente.*

În regresia multiplă, o mare atenție trebuie acordată *eliminării factorilor reciproc dependenți,* fenomen numit *multicoliniaritate.* Aceasta se recunoaște prin regresia liniară a tuturor perechilor de variabile: dacă valoarea coeficientului de corelație este mai mare de 0,8, atunci cele două variabile sunt coliniare și se elimină una din ele (Moineagu *et al.*, 1976). Fenomenul de multicoliniaritate poate fi eliminat și prin combinarea a două sau chiar trei variabile coliniare. Combinarea se poate realiza prin înmulțirea, împărțirea sau ridicarea la putere a variabilelor coliniare, obținându-se, astfel, *măsuri relative,* care sunt mai puțin supuse deformărilor decât unitățile de măsură.

Alte condiții necesare în analiza regresiei multiple sunt aceleași ca și pentru regresia simplă: număr mare de observații (de regulă peste 30), omogenitatea și reprezentarea grafică a tuturor perechilor de variabile înainte de calculul regresiei multiple.

5.5. Corelația neparametrică

Metodele de corelație neparametrică sunt folosite în situațiile când:

i) distribuția variabilelor corelate nu este normală;

ii) datele corelate sunt măsurate pe scară nominală sau ordinală.

Dintre metodele neparametrice de studiere a corelației dintre fenomene vom

BCU IAȘI CENTRALA UNIVERSITARĂ LIBRARY

prezenta, în continuare, coeficientul ∅ și coeficientul de corelație a rangurilor (Spearman).

5.5.1. Coeficientul ∅

Coeficientul ∅ este folosit pentru a determina intensitatea asociației între două variabile binare (adică variabile care nu pot fi grupate decât în două categorii). De exemplu,este necesar să se determine intensitatea asociației între variabilele 1 și 2 prezentate în categoriile 1 și 2 din tabelul 5.9. Valoarea coeficientului ∅ este:

$$\varnothing = \frac{AD - BC}{\sqrt{(A+B)(C+D)(A+C)(B+D)}}$$

și variază între + 1 pentru o asociație pozitivă perfectă, și −1, pentru o asociație negativă perfectă între cele două variabile. Dacă nu este asociație, ∅ = 0. Două însușiri ale unei persoane, ale unui loc sau oricărui alt proces ori fenomen pot sau nu pot să fie asociate. Să presupunem un mic areal împărțit în 36 de celule sau cuadrați și prezența (+) sau absența (−) a două specii diferite de plante, A și B, este înregistrată în fiecare pătrat. Există patru posibilități:

Tabel 5.9. Tabel de contingență 2 × 2 pentru calculul coeficientului ∅ (Silk, 1979)

Variabila 2	Variabila 1		
	Categoria 1	Categoria 2	Total
Categoria 1	A	B	A+B
Categoria 2	C	D	C+D
Total	A+C	B+D	n

a)ambele specii să fie prezente
b)numai specia A
c)numai specia B

Dacă cele două specii vor fi găsite întotdeauna în același carou, atunci poate rezulta o structură asemănătoare celei din fig. 5.22.a, prezentată în tabelul de contingență 5.10 A. Acesta se numește tabel de contingență 2 × 2 , întrucât fiecare caracteristică are două clase. Când *asociația este perfect pozitivă,* atunci cele două specii nu sunt împreună. Pe de altă parte, dacă cele două specii nu sunt niciodată găsite în același pătrat, poate rezulta structura din fig.5.22 b și tabelul 5.10 B, care arată o *asociație perfect negativă.* Ambele relații sunt deterministice

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

și, de regulă, se întâlnesc *tendințe* către asociații pozitive (fig. 5.22 c și tabel 5.10 C) sau către asociații negative (fig.5.22 d și tabel 5.10 D). Presupunând că nu există asociație, pozitivă sau negativă, între cele două specii de plante, care tip de structură poate fi presupusă că se va produce ? O posibilitate este dată în tabelul 5.10 E care să dea aceleași totaluri marginale (pe șiruri și coloane) ca în tabelul 5.10 D. Din prima coloană a tabelului 5.10 E, probabilitatea ca plantele din specia A să fie asociate cu plantele din specia B este:

a. Asociere perfect pozitivă

A+B	A+B	A+B	A+B	A+B	A+B
A+B	A+B	A+B	A+B	A+B	A+B
A+B	A+B	A+B	A+B	A+B	A+B
A+B	A+B	A+B	A+B	A+B	
A+B	A+B	A+B	A+B		
A+B	A+B	A+B			

b. Asociere perfect negativă

A	A	A	A	A	B
A	A	A	A	B	B
A	A	A	B	B	B
A	A	B	B	B	B
A	B	B	B	B	B
B	B	B	B	B	B

c. Tendință de asociere pozitivă

A+B	A+B	A+B		A+B	A+B
A+B	B	A	B		
A+B	A+B	A+B	B	A+B	A+B
B	A	A+B	A+B	A+B	
	A+B		A+B	B	
A+B	A+B	B	A+B		A+B

d. Tendință de asociere negativă

A	A	A	A	B	
A	A+B	A	B	A	B
A	A	B	B	A	A
A	A	A+B	B	B	B
B	A+B	A	B	A+B	B
B	A	A	B	B	B

Fig.5.22. Relații în spațiu între două specii de plante (Silk,1979)

$$P(A+ \mid B+) = \frac{10,556}{19} = 0,556$$

unde P (A+ | B+) este probabilitatea condițională ca specia A să fie prezentă dacă specia B este prezentă. În mod similar, probabilitatea ca specia A să fie

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

prezentă dacă specia B este absentă, este

$$P(A+\mid B+) = \frac{9{,}444}{17} = 0{,}556$$

Din totalurile marginale în tabelul 5.9 E, noi obținem:

$$P(A+) = \frac{20}{36} = 0{,}556$$

și astfel :

$$P(A+ \mid B+) = P(A+ \mid B-) = P(A+)$$

îndeplinind definiția statistică a independenței.

Tabel 5.10. Relații între două specii de plante A și B clasificate conform prezenței (+) sau absenței (–) într-un perimetru dat (Silk,1979)

A)Asociație perfect pozitivă

	B +	B –	Total
A +	30	0	30
A –	0	6	6
Total	30	6	36

B)Asociație perfect negativă

	B +	B –	Total
A +	0	15	15
A –	21	0	21
Total	21	15	36

C)Tendință către asociație pozitivă

	B +	B –	Total
A +	20	2	22
A –	6	8	14
Total	26	10	36

D)Tendință către asociație negativă

	B +	B –	Total
A +	4	16	20
A –	15	1	16
Total	19	17	36

E)Valori așteptate bazate pe totalurile marginale în (D)

	B +	B –	Total
A +	10,556	9,444	20
A –	8,444	7,556	16
Total	19	17	36

F)Observații generate prin modelul urnei

	B +	B –	Total
A +	12	?	20
A –	?	?	16
Total	19	17	

5.5.2. Corelația rangurilor

Această corelație se folosește pentru variabile clasificate pe scară ordinală și măsurătorile asupra lor au un grad mare de imprecizie. Măsura statistică cel mai adesea folosită în acest caz este *coeficientul Spearman*, a cărui formulă este:

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

$$S = 1 - \frac{6 \cdot \sum Ds^2}{Ns^3 - Ns}$$

Ds = diferența între ranguri, *Ns* = numărul perechilor de termeni. Valoarea lui *S* variază între +1 și −1. O valoare pozitivă mare indică o corelație pozitivă strânsă, în timp ce o valoare negativă mare arată o corelație negativă strânsă. Valorile din apropierea lui 0 evidențiază o lipsă de corelație. Coeficientul poate fi testat pentru semnificație cu ajutorul testului Student, cu condiția ca numărul de valori să fie cel puțin 10.

Tabelul 5.11. Calculul coeficientului de corelație a rangurilor Spearman privind relația între rata de efluență a aluviunilor și ordinul de mărime al bazinelor hidrografice

Nr.crt	Ordinul de mărime (Ω)	Rata de efluență a aluviunilor (*Rev*, t/km²/an)	Rangul (Ω) *X*	Rangul (*Rev*) *Y*	D $(X - Y)$	D^2_s
1	III	494	4	19	-15	225
2	III	945	4	9	-5	25
3	III	248	4	28	-24	576
4	III	986	4	8	-4	16
5	V	184	2	33	-31	961
6	V	225	2	27	-25	625
7	III	612	4	18	-14	196
8	III	358	4	24	-20	400
9	III	289	4	29	-25	625
10	II	703	5	15	-10	100
11	IV	760	3	13	-10	100
12	IV	680	3	16	-13	169
13	II	774	5	11	-6	36
14	V	1643	4	2	2	4
15	V	1577	4	3	1	1
16	II	2562	5	1	4	16
17	V	159	2	34	-32	1024
18	V	297	2	26	-24	576
19	I	719	6	14	-8	64
20	I	1059	6	6	0	0
21	II	1390	5	4	1	1
22	II	1202	5	5	0	0
23	III	815	4	10	-6	36
24	I	223	6	30	-24	576
25	II	491	5	20	-15	225
26	III	773	4	12	-8	64
27	II	991	5	7	-2	4
28	IV	450	3	21	-18	324
29	IV	348	3	25	-22	484
30	II	677	5	17	-12	144

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

31	V	142	2	32	-30	900
32	V	431	2	22	-20	400
33	VI	145	1	36	-35	1225
34	VI	219	1	31	-30	900
35	V	187	2	35	-33	1089
36	VI	385	1	23	-22	484

În exemplul prezentat de noi (tabel 5.11), datele privitoare la rata de efluentă a aluviunilor din bazine hidrografice nu sunt foarte precise, dar cunoastem că există o dependență față de ordinul de mărime al bazinelor respective. Dacă $N_s = 36$, $\Sigma D_s^2 = 12\,595$, atunci coeficientul Spearman va avea valoarea:

$$S = 1 - \frac{6 \cdot 12595}{36^3 - 36} = 1 - 1{,}621 = -0{,}621$$

Rezultatul evidențiază o asociere inversă rezonabilă între cele două clasificări stabilite în tabelul 5.11, acceptată ca semnificativă pentru $\alpha = 0{,}01$.

Din rândul corelațiilor neparametrice fac parte și alți coeficienți propuși de Kendall sau Fechner, care au mai puține utilizări. Aceștia pun accentul pe diferențele mari dintre rangurile clasificărilor sau pe concordantele și discordantele diferențelor termenilor consecutivi ale variabilelor corelate. Statisticile propuse oferă, astfel, posibilitatea să se determine și în cazurile respective un coeficient de intensitate a corelațiilor.

5.6. Aplicații.

5.6.1. Modelarea profilului longitudinal al râurilor

Profilele longitudinale ale râurilor în condiția de "grade" (sau profilul de echilibru) reprezintă o linie aproximativ fără asperități, cu o concavitate spre amonte. Această linie este o funcție simplă între lungimea râului și înălțimea reliefului. Faptul a constitutit un element încurajator pentru încercarea de modelare matematică a formei profilului, de găsire a unei expresii matematice cu largă aplicabilitate.

Importanța cunoașterii funcției care modelează cel mai apropiat forma profilului longitudinal al unui râu rezultă din următoarele considerații: i) permite să cunoaștem ce factori sunt dominanți în controlul profilului; ii) permite să apreciem care este stadiul de evoluție al profilului în relație cu condiția de "grade"; iii) permite realizarea de comparații pe baze riguroase între mai multe râuri ale căror condiții de evoluție sunt diferite; iv) permite reconstituirea, de asemenea, pe baze riguroase, a unor etape anterioare în evoluția profilului longitudinal.

Se cunoaște că forma profilului este un rezultat al acțiunii combinate a

debitului lichid, a variației debitului solid, a calibrului materialului de albie ca factori dominanți. În acest context, un număr mare de autori au propus relații bivariate în care variabila dependentă era lungimea, înălțimea sau panta profilului, iar variabila independentă, unul din factorii enumerați (Sternberg, 1875; Gilbert, 1877; Leopold și Maddock, 1953; Yatsu, 1955). Alți autori au propus relații empirice multivariate care permit introducerea într-o singură ecuație a mai multe variabile independente (Hack, 1957). În țara noastră modelul matematic aplicat la profilul longitudinal a fost utilizat prima dată de Cornelia Grumăzescu (1975) pentru reconstituirea formei profilelor de râu în Depresiunea Hațegului în etape anterioare de evoluție. Zăvoianu (1985) sintetizează reprezentările matematice propuse pentru modelarea profilului longitudinal, aspect de care ne-am ocupat și noi într-o lucrare de o mai mare întindere (Ichim *et al.*, 1989).

Forma profilelor longitudinale nu răspunde în mod similar la anumite modele matematice, diferențierile fiind impuse de dominarea unor categorii distincte de factori de control. Pentru demonstrarea acestui aspect avem în vedere numai relațiile între înălțimea reliefului (H) ca variabilă dependentă și lungimea reliefului (L) ca variabilă independentă.

Cei mai buni descriptori ai formei profilului longitudinal sunt următoarele trei funcții:

Funcția exponențială $Y = a \cdot e^{b \cdot X}$

Funcția de putere $Y = a \cdot X^{b}$

Funcția logaritmică $Y = a + b \cdot \log_{10} X$

unde Y = înălțimea reliefului în metri, X = lungimea profilului în kilometri, a și b = coeficienți. Modelele au fost selectate de doi autori americani (Snow și Slingerland, 1987) dintr-un mare număr de funcții propuse, prin aplicarea lor la descrierea formei mai multor profile longitudinale, obținute prin modelare fizică. A existat, așadar, posibilitatea reconstituirii celor mai variate combinații de factori de control care se pot întâlni în teren. În programul denumit GRADE s-au utilizat 16 experimente numerice, tratând toate combinațiile posibile între următoarele alternative:

i) două moduri de variație a debitului lichid în lungul râului ($Q \approx X^{1.7}$ și $Q \approx X^{1.2}$)

ii) două moduri de variație a debitului solid în lungul râului ($Qs \approx X^{1,2}$ și $Qs \approx X^{1,7}$)

iii) două moduri pentru variația dimensiunii materialului de albie în lungul râului ($d \approx e^{-0.003 \cdot X}$; $d \approx e^{-0.2 \cdot X}$);

iv) două variante pentru schimbările spațiale în dimensiunea aluviunilor (d = 0,4 mm și d = 6 mm). Profilele longitudinale, funcțiile variabilelor de control și numerele de identificare pentru aceste experimente sunt arătate

schematic în fig. 5.23.

Rezultatele au arătat că există o semnificativă influență a celor trei factori de control asupra concavității profilului. Gradul cel mai mare de concavitate se produce în cazurile unei descreșteri rapide a calibrului aluviunilor în lungul râului, experimentele 2, 6 și 10 (fig.5.23). Concavitatea se accentuează, de asemenea, printr-o creștere mai mare a debitului lichid în lungul râului și o creștere foarte redusă a debitului solid. În experimentele 13 - 16, unde debitul solid crește funcție de debitul lichid în lungul râului, profilele longitudinale ale râurilor cu pat de prundiș au o concavitate redusă iar profilele râurilor cu pat de nisip devin chiar convexe.

Valorile concavității profilelor s-a calculat ca raport între arealele măsurate pe graficele profilelor

$$C_A = \frac{A_1}{A_2}$$

unde A_1 este suprafața dintre curba profilului și linia dreaptă ce unește capetele profilului, iar A_2 este suprafața triangulară sub linia dreaptă. Dacă linia profilului este convexă, atunci A_1 are valoare negativă. Datele asupra concavității sunt cuprinse în tabelul 5.12 pentru toate cele 16 profile experimentale.

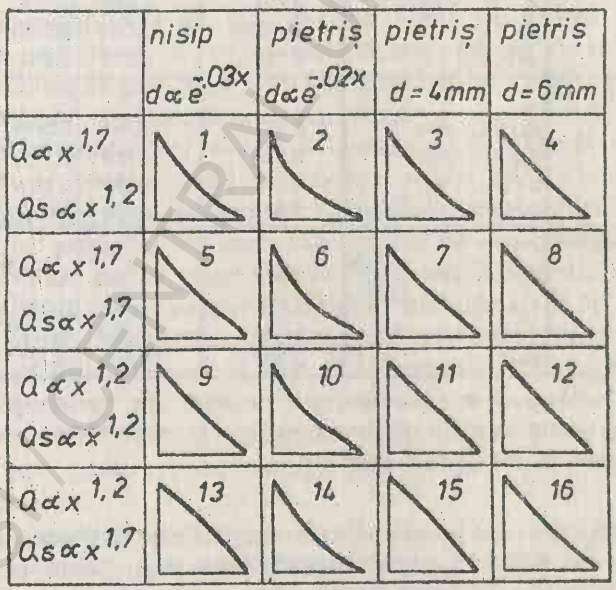


Fig.5.23. Formele profilelor longitudinale rezultate pe baza experimentelor de laborator (Snow și Slingerland, 1987)

BCU IAȘI - CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Profilele astfel modelate au fost comparate cu funcțiile matematice de tip exponențial, de putere și logaritmic. Cea mai bună ajustare este dată de acea curbă care minimizează suma pătratelor reziduurilor, dând astfel o deviație standard minimă. Valorile deviației standard ce exprimă abaterea profilului longitudinal de la modelul funcției matematice sunt date, de asemenea, în tabelul 5.12.

Tabel 5.12. Deviațiile standard pentru curbele de regresie bazate pe cele trei funcții simple ce ajustează profilele longitudinale experimentale (Snow și Slingerland, 1987)

Numărul experimentului	Calibrul aluviunilor mm	Concavitatea profilului (CA)	Deviațiile standard (σ') pentru ajustarea funcțiilor		
			exponențială	de putere	logaritmică
$Q \propto x^{1,7}$; $Qs \propto x^{1,2}$					
1	$d_o = 0,4$, $d \propto e^{-0,003x}$	0,233	1,52	0,0334[a]	0,493
2	$d_o = 15$, $d \propto e^{-0,02x}$	0,340	2,40	0,416	0,372[a]
3	$d = 0,4$	0,214	1,60	0,0002[b]	0,618
4	$d = 6,0$	0,187	1,28	0,0073[b]	0,664
$Q \propto x^{1,7}$; $Qs \propto x^{1,7}$					
5	$d_o = 0,4$, $d \propto e^{-0,003x}$	0,122	0,544	0,0275[a]	0,340
6	$d_o = 15$, $d \propto e^{-0,02x}$	0,292	2,000	0,319[a]	0,517
7	$d = 0,4$	0,102	0,579	0,0023[b]	0,428
8	$d = 6,0$	0,107	0,736	0,0527[a]	0,587
$Q \propto x^{1,2}$; $Qs \propto x^{1,2}$					
9	$d_o = 0,4$, $d \propto e^{-0,003x}$	0,091	0,344	0,0245[a]	0,238
10	$d_o = 15$, $d \propto e^{-0,02x}$	0,236	1,360	0,273[a]	0,491
11	$d = 0,4$	0,072	0,370	0,0012[b]	0,302
12	$d = 6,0$	0,069	0,408	0,0220[a]	0,352
$Q \propto x^{1,2}$; $Qs \propto x^{1,7}$					
13	$d_o = 0,4$, $d \propto e^{-0,003x}$	-0,009	0,0803	0,0371[a]	0,186
14	$d_o = 15$, $d \propto e^{-0,02x}$	0,196	1,260	0,332[a]	0,762
15	$d = 0,4$	-0,029	0,0698	0,0005[b]	0,0791
16	$d = 0$	0,002	0,340	0,225[a]	0,284

a - cea mai bună ajustare a profilului pentru toate cele trei funcții testate
b - ajustare „exactă" la profil cu eroare mai mică decât aceea impusă de metoda soluției numerice a modelului

Observația generală asupra acestor rezultate este că modelele exponențial, logaritmic și de putere ajustează într-un grad relativ înalt curba profilului longitudinal. Se detașează, totuși, *funcția de putere*, a cărei expresie matematică "explică" forma profilului longitudinal în cele mai variate condiții de evoluție a acestuia. Funcția de putere produce cele mai mici erori în cazul modelării profilelor longitudinale ale râurilor unde debitul solid și debitul lichid cresc

BCU "I. SCEPTRU" UNIVERSITY LIBRARY

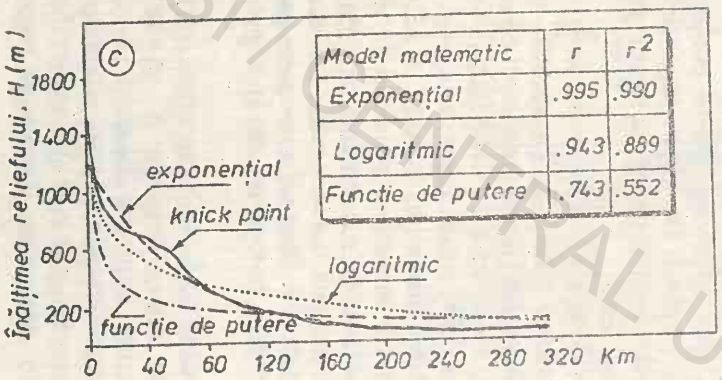
deopotrivă în lungul râului. În situația unei diminuări rapide a calibrului materialului de albie, curba *funcției logaritmice* dă cea mai bună aproximație. Pentru profilele longitudinale cu o rată mare a transportului de debit târât și cu o descreștere a dimensiunii materialului de albie, cea mai bună aproximație o dă curba *funcției exponențiale*.

Am aplicat cele trei modele matematice la situația reală a profilelor longitudinale ale râurilor Siret, Moldova și Buzău. Sunt trei cazuri reprezentative pentru forma profilului, ceea ce sugerează existența unor factori de control al căror efect este distinct pentru fiecare caz (Ichim, Rădoane, 1990; Rădoane *et al.*, 1992 a,b).

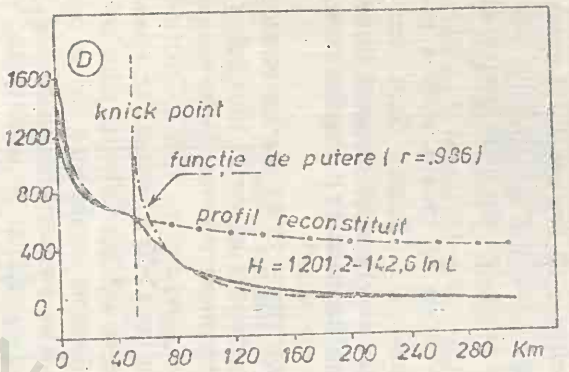
Profilul longitudinal al râului Siret (fig.5.24.A) are un coeficient de concavitate ridicat. Modelele matematice propuse ajustează satisfăcător forma profilului real, dar modelul logaritmic îndeplinește cele mai înalte exigențe din punct de vedere statistic (coeficient de corelație de 0,963; coeficient de determinare 93%). Foarte apropiat de curba reală este și modelul exponențial. În schimb, modelul funcției de putere, care se apropie cel mai mult de forma profilului teoretic, scoate în evidență o importantă perturbare a formei profilului longitudinal al Siretului, care se produce între confluențele Suceava și Trotuș. Perturbarea se manifestă prin supraînălțarea profilului în acest sector, datorită aportului cu material grosier al râurilor carpatice și competenței reduse de transport a Siretului. Aceasta face ca, din punct de vedere petrografic și granulometric, râul Siret să fie un râu carpatic. De altfel, rezultatele unor investigații detaliate asupra râului Siret publicate într-un studiu separat (Ichim și Rădoane, 1990) sunt relevante în acest sens.

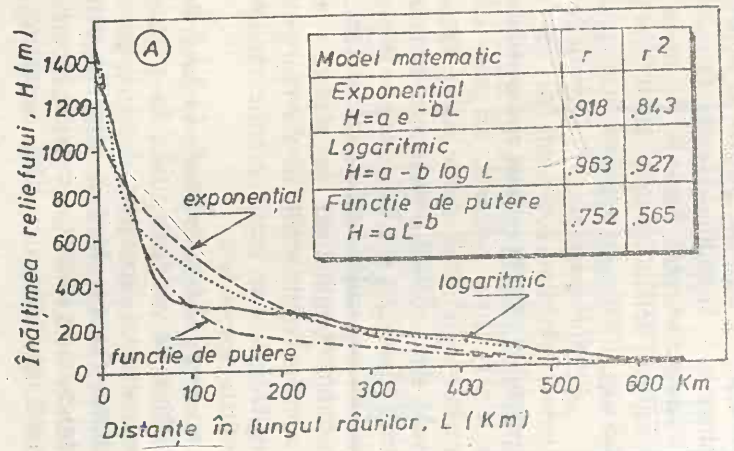
Profilul longitudinal al râului Moldova (fig.5.24.B) se deosebește de cel anterior printr-un coeficient de concavitate redus. În consecință, modelul exponențial descrie cel mai apropiat forma profilului real (coeficient de corelație de 0,993). Este evidentă, în acest caz, depărtarea considerabilă a curbelor teoretice logaritmică sau de putere față de curba reală. Pentru atingerea acestor nivele, este necesară o ajustare considerabilă a profilului, respectiv, o adâncire în partea superioară și o supraînălțare în partea inferioară. Din punctul de vedere al grosimii depozitelor cuaternare se pare că aceasta este tendința pe timp lung a profilului longitudinal. În sectorul extracarpatic se constată, într-adevăr, o acumulare considerabilă de aluviuni grosiere. Cu toate acestea, panta profilului longitudinal este mare, proprie râurilor care transportă aluviuni grosiere în cantitate apreciabilă.

Profilul longitudinal al râului Buzău (fig.5.24.C) reprezintă un alt caz, deosebit de celelalte, dat de prezența unui "knick-point" evident, care materializează contactul între depresiunea Întorsura Buzăului și defileul Zăbrătău-Cașoca. Fără a intra în delicatele probleme ale evoluției rețelei hidrografice a Buzăului, se poate ușor observa că este vorba de etape diferite din această evoluție, de altfel, susținute în numeroase lucrări de specialitate

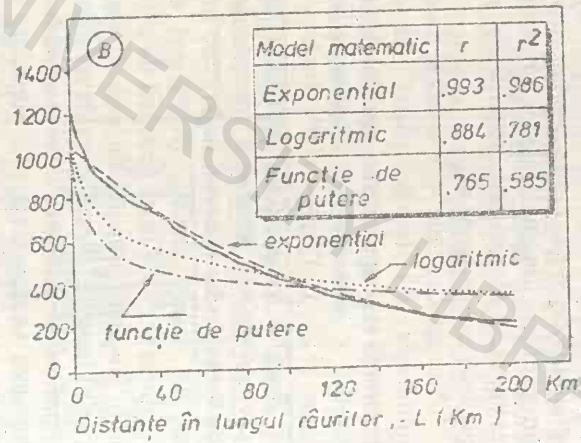


Model matematic	r	r^2
Exponențial	.995	.990
Logaritmic	.943	.889
Funcție de putere	.743	.552





Model matematic	r	r^2
Exponențial $H=a\,e^{-bL}$	.918	.843
Logaritmic $H=a-b\log L$	.963	.927
Funcție de putere $H=aL^{-b}$	.752	.565



Model matematic	r	r^2
Exponențial	.993	.986
Logaritmic	.884	.781
Funcție de putere	.765	.585

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

←Fig.5.24. Modelarea matematică a profilelor longitudinale. A. Râul Siret. B. Râul Moldova. C și D. Râul Buzău (alte explicații în text) (Rădoane *et al.*, 1992)

(Orghidan, 1939; Posea și Gârbacea, 1959; Posea, 1971; Ielenicz, 1984).

Aplicarea modelelor matematice (exponențial, de putere și logaritmic) la forma integrală a profilului râului Buzău arată că cel mai apropiat de forma reală este modelul exponențial (r = 0,995). Evident, zona de prag se prezintă ca o importantă deviere de la curbele teoretice, în special, cele de tip logaritmic și a funcției de putere. De aceea, în modelarea matematică a formei profilului longitudinal trebuie să se țină cont de existența și poziția pragurilor mai importante. În acest caz, s-au calculat funcțiile, separat, pentru sectorul de profil amonte de zona prag și sectorul avale de zona de prag.

Am constatat că segmentul de profil amonte de prag se ajustează apropiat față de toate cele trei modele ($r \approx 0{,}900$). Dacă la aceasta mai adăugăm și observațiile asupra faciesului de albie (granulometrie, morfometrie, petrografie - a se vedea Rădoane *et al.*, 1992), putem avansa opinia că acest segment de profil a fost modelat de un râu într-un timp extrem de îndelungat, suficient pentru a atinge acea configurație aproape de perfecțiune pentru râuri și pe care geomorfologii o numesc "grade". Forma reconstituită cu ajutorul relației

$$H = 1201{,}19 - 142{,}56 \ln L$$

reprezintă unul din modelele de ajustare a segmentului de profil "grade" (fig 5.24 D). Se observă că profilul reconstituit avea o poziție mai înaltă cu cca 200 m față de profilul actual.

În concluzie, putem reține următoarele observații relativ la cele trei cazuri exemplificate:

i) toate cele trei modele teoretice realizează o ajustare de eficiență ridicată a formei profilului longitudinal;

ii) fiecare model caracterizează o tendință bine definită a proceselor în lungul profilului. Astfel, *modelul funcției de putere* produce cele mai mici erori în cazul modelării profilelor longitudinale aflate foarte aproape de condiția "grade". Este vorba de profilele cu grad mare de concavitate, cu o rată mică a transportului de debit solid, cu o gradare după o relație de înaltă semnificație a materialului din patul albiei. Nici unul din râurile exemplificate de noi nu se apropie foarte mult de această condiție, cu excepția, poate a Siretului, amonte de confluența Suceava.

Modelul funcției logaritmice produce cea mai bună ajustare în cazul acelor profile longitudinale unde are loc o diminuare rapidă a calibrului materialului de albie în profilul longitudinal. Este cazul râului Buzău amonte de defileu.

Modelul funcției exponențiale produce erori minime pentru profilele longitudinale cu o rată mare a transportului de debit târât. Este cazul tipic al râului Moldova.

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

5.6.2. Legea exponențială a evoluției în geomorfologie Aplicație la dinamica ravenelor

Una dintre problemele cu care sunt confruntați specialiștii în domeniul amenajării și exploatării terenurilor, ale bazinelor hidrografice este următoarea:

Cât de mult timp este necesar ca un sistem natural, odată perturbat, să revină la o nouă stare staționară ?

Această perturbare a apărut cu acuitate în ultimele decenii, deoarece intervențiile antropice masive asupra sistemelor naturale au declanșat schimbări numeroase și neașteptate. Schimbarea produsă în sistem de la primirea șocului și până la revenirea la o nouă stare staționară se numește *timp de relaxare*. Evaluarea acestui timp este cu atât mai importantă când este vorba de sistemele geomorfologice, senzitive la schimbările impuse de ciclurile climatice și intervențiile antropice. Unul dintre modelele folosite pentru determinarea timpului de relaxare este legea exponențială pe care Graf (1977) o generalizează la descrierea ajustării tuturor sistemelor geomorfologice. Modelul este asemănător cu cel al timpului de înjumătățire folosit în fizică și chimie pentru a descrie reducerea izotopilor radioactivi sau în cazul amestecului soluțiilor. La baza acestei legi stă conceptul de înjumătățire a masei: jumătate din masa inițială este transformată într-un nou izoptop într-o perioadă de timp specificată. În următoarea perioadă de timp, jumătatea rămasă se transformă în alt izotop ș.a.m.d. Tratată în mod algebric, *legea reducerii exponențiale a masei* este un raport între cantitatea inițială de material și cantitatea rămasă după un anumit timp.

Din cercetările experimentale asupra celor mai variate sisteme geomorfologice supuse perturbării (colmatarea albiilor majore, colmatarea cuvetelor lacustre, formarea conurilor aluviale, ș.a.) s-a constatat că evoluția lor se înscrie foarte apropiat de modelul legii exponențiale. Un exemplu ilustrativ este evoluția sistemului geomorfologic al ravenelor, unul dintre cele mai senzitive la acțiunea factorilor perturbatori. Se știe că ravenele evoluează prin "consum de masă", adică dislocarea unei părți din sol și rocă și îndepărtarea ei, într-un timp, uneori extrem de scurt. Așadar, creșterea lungimii ravenelor poate fi evaluată în timp, cunoscând următorii parametri: t = timpul când are loc perturbarea (o ploaie neobișnuită, amenajarea unui drum în pantă, o excavație pe versant); A_0 = lungimea potențială de echilibru a ravenei (distanța de la gura ravenei la acel punct din talveg unde cantitatea de apă care poate îndepărta materialul nu are suficientă energie pentru a învinge rezistența rocii). Un asemenea punct poate fi pe cumpăna de ape sau platoul interfluvial - punctul de migrare maximă a ravenei); A_x = lungimea ravenei la data cercetării, măsurată

de la vârf la gura ei; A_t = distanța de la vârful ravenei la cumpăna de ape, respectiv, lungimea de teren care urmează să fie erodată până la punctul de echilibru. Modelul are următoarea expresie matematică:

$$\ln A_t = \ln(A_x + A_0) - b \cdot t$$

Am aplicat modelul la un număr de 48 de ravene măsurate pe planuri în scară 1:2000 din zona Hârlău - Ceplenița, pentru care, printre alte variabile, am determinat și parametrii care intră în ecuația de mai sus. Fenomenul de ravenație în bazinul hidrografic Jijia se caracterizează prin următorii parametri (Rădoane, 1988): o densitate medie de 0,1 - 1 km/km², o lungime medie de 200 m (peste 70% fiind sub 30 m), distanța medie de la vârful ravenei la punctul de echilibru (respectiv cumpăna de ape) este de 330 m. Aceste caracteristici plasează procesul de ravenație din arealul exemplificat în categoria moderat (cf. clasificării Kalinicenko și Ilinski,1976).

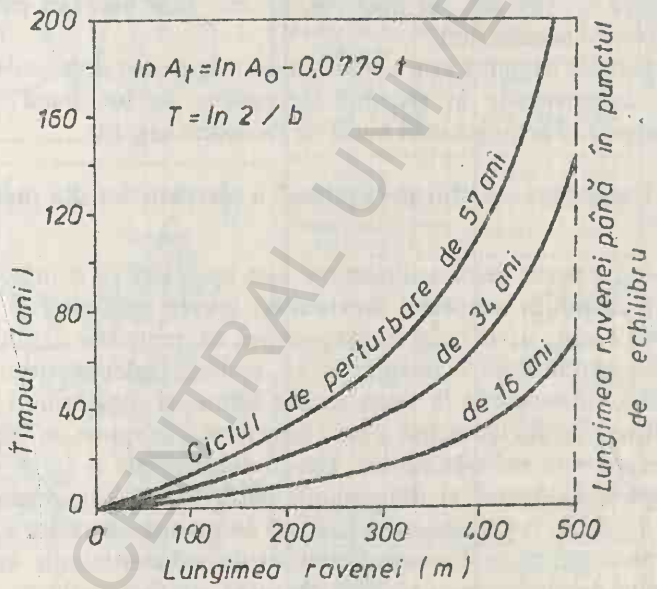


Fig. 5.25. Cicluri de evoluție ale ravenelor în Podișul Moldovenesc

Variabila *t*, respectiv, timpul de perturbare, a fost evaluată, ținând cont de ciclurile climatice determinate pentru Podișul Moldovenesc: t = 16 ani; t = 34 ani; t = 57 ani. Ciclurile au fost determinate pe baza analizei seriilor de timp ale precipitațiilor anuale pentru perioade de până la 100 ani la stații meteorologice din Podișul Moldovenesc.

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Aşadar, o dată la 16, 34 sau 57 ani în aria Podişului Moldovenesc se manifestă o rată crescută a agresivităţii climatice, îndeosebi, prin creşterea cantităţii de precipitaţii, care poate declanşa fenomenul de ravenaţie. Un rol important îl au tipurile de utilizare a terenurilor, litologia, dar în cazul nostru, au fost considerate constante la arealul mic la care ne-am referit.

Rezultatele obţinute sunt redate sub formă grafică în care, pe orizontală este dată retragerea ravenei în metri, iar pe verticală, timpul în ani. Starea medie a celor 48 de ravene studiate arată următoarea tendinţă (fig.5.25):

i) distanţa medie până la care ravenele pot evolua în actualele condiţii este de 525 m şi coincide cu punctul de echilibru de la cumpăna de ape;

ii) în cazul când perioada de perturbare se repetă odată la 16 ani, jumătate din lungimea ravenei, respectiv, 260 m, va fi erodată în 10 - 14 ani; în medie, sistemul de ravene poate atinge punctul de echilibru după o perioadă de 70 ani;

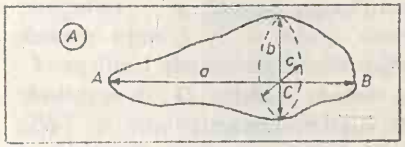
iii) dacă $t = 34$ ani, sistemul de ravene poate atinge punctul de echilibru după o perioadă de 140 ani, iar dacă $t = 57$ ani, sunt necesari peste 200 ani pentru ajungerea la această fază.

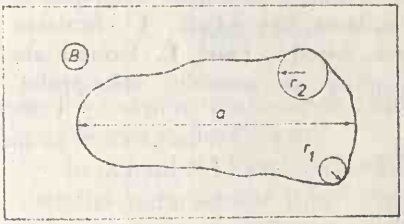
Forma exponenţială negativă este conformă cu numeroase date reale, care arată că ajustările dimensionale în sistemul de ravene au loc după o curbă de descreştere, sugerând acţiunea unei bucle de feedback negativ.

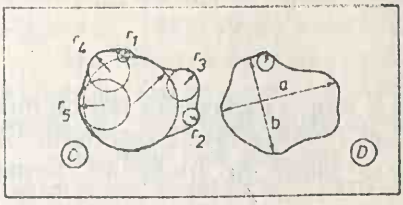
5.6.3. Determinarea "formei optime" a pietrişurilor din mediul fluvial

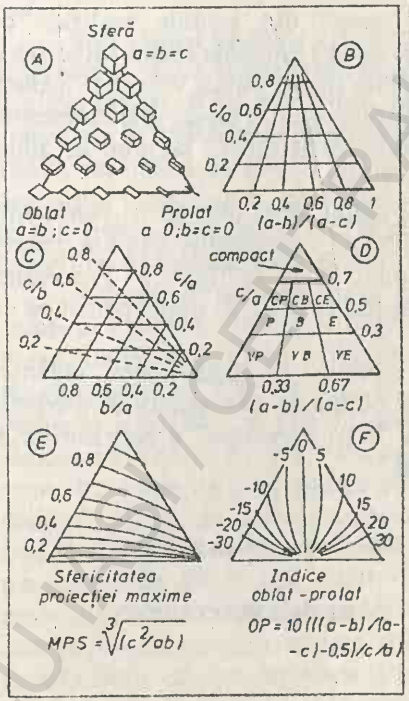
Morfologia particulelor sedimentare este apreciată ca o importantă sursă de informaţie asupra provenienţei aluviunilor, asupra mediului de transport şi depunere (Pettitjohn, 1949). În ciuda opiniei că metodele tradiţionale sunt desuete în raport cu analiza imaginilor cu ajutorul calculatorului (Orford şi Whalley, 1991), măsurătorile în teren asupra formei şi dimensiunii particulelor continuă să fie o metodă valoroasă şi larg folosită şi, am spune, indispensabilă în studiul pietrişurilor şi bolovănişurilor. Există actualmente o largă varietate de indici descriptivi ai formei şi dimensiunii particulelor sedimentare care sunt sintetizaţi în fig.5.26. Aceşti indici se bazează pe măsurarea axelor *a*, *b* şi *c*, cât şi razei curburii galetului. Pe baza literaturii de sedimentologie exemplificăm mai multe tipuri de diagrame cu ajutorul cărora se pot face distincţii ale relaţiilor între indicii morfometrici (fig.5.26).

Forma particulelor poate varia între trei extremităţi, definite în termenii celor trei axe ortogonale: 1) *sferoid prolat* definit printr-o axă lungă şi două axe scurte; 2) *sferoid oblat* definit prin două axe lungi şi o axă scurtă şi 3) *sferă*, deci cu toate axele egale. Vârfurile diagramei triangulare - *prolat ideal*, *oblat ideal* şi *sferă* - sunt date de condiţiile ($a > 0$, $b = c = 0$), ($a = b$, $c = 0$) şi ($a = b = c$)(fig.5.26). Apexurile diagramei sunt definite şi în termenii raporturilor între două sau mai multe axe ale particulelor, în felul următor:









INDICE	FORMULA	SURSA
Indice de rotunjire Cailleux	$R_o = 2r_1 / a$	Cailleux (1947)
Indice de rotunjire Wadell	$R_o = \Sigma (r/R) / N$ r = razele de curbură N = nr. de colțuri de raza = 0 R = raza celui mai mare cerc inscriptibil	Wadell (1933)
Indice de rotunjire Wentworth	$R_o = r_1 / R$ r = raza celui mai mic cerc înscris $R = (a+b)/4$	Wentworth (1933)
Indice de aplatizare Cailleux	$100(a+b)/2c$	Cailleux (1945)
Indice de aplatizare Wentworth	$Ap = (a+b)/c$	Wentworth (1922)
Indice de asimetrie Cailleux	$As = AC / a$	Cailleux (1952)
Indici Sneed – Folk	c/a b/a elongația c/b	Sneed & Folk (1958) Zingg (1935) Zingg (1935)
Indice oblat - prolat	$OP = 10\{[(a-b)/(a-c)-0,5]/c/a\}$	Dobkins & Folk (1970)
Indice disc-cilindru (disc-rod)	$DC = (a-b)/(a-c)$	Sneed & Folk (1958)
Raport de formă	$Rf = [(CP-CE)+2(P-E)+4(VP-VE)] / 2N$ CP = % compact CE = % compact elongat P = % plat E = % elongat VP = % foarte plat VE = % foarte elongat	Sneed & Folk (1958)
Sfericitatea proiecției maxime	$MPS = \sqrt[3]{(c^2/ab)}$	Sneed & Folk (1958)
Sfericitatea lui Krumbein	$Sf = \sqrt[3]{cb/a^2}$	Krumbein (1941)
Indice de formă a lui Corey	$CSI = c / \sqrt{(ab)}$	Corey (1949)
Indice de sfericitate a lui Riley	$Sf = Di / dc$ Di = diametrul celui mai mare cerc inscriptibil dc = diametrul celui mai mic cerc care circumscrie particula	Riley (1953)

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

←**Fig.5.26.** Indici morfometrici pentru cuantificarea formei și rotunjimii pietrisurilor:(Stânga sus). **A.** Măsurarea axelor *a, b, c* după metoda Cailleux. **B,** Măsurarea rotunjimii particulelor după metoda Cailleux; **C,** Măsurarea rotunjimii particulelor după metoda Wadell si **D** , după metoda Wentworth. (Stânga jos) Diagrame triangulare lineare (Sneed și Folk, 1958; Benn și Ballantyne, 1993). **A.** Definirea apexurilor diagramei si poziții ale formei idealizate. **B.** Scalarea Sneed-Folk; **C.** Scalarea Hockey(1970); *D.* Clasele descriptive Sneed - Folk; **E.** Izolinii ale sfericității proiecției maxime; **F.** Izolinii ale indicelui oblat-prolat. (Miclăus *et al.*,1995)

$$b/a = c/a = 0$$
$$b/a = 1;\ c/a = 0$$
$$b/a = c/a = 1$$

Asemenea raporturi permit o clasificare a formei particulelor într-un mod foarte simplu. Scalarea adoptată de Sneed și Folk (1958) a folosit raporturile *c/a* și *(a-b)/(a-c)* care împreună definesc orice punct în triunghiul formei particulelor.

Pentru exemplificare redăm câteva repere din studiile realizate de colectivul nostru pentru galeții de calcar (1381 galeți) din albia râului Moldova și pentru galeți de gresie de Kliwa(1469) din albia râului Putna(Vrancea). Galeții analizați de noi pentru determinarea formei optime aparțin clasei granulometrice 30 - 70 mm și au fost eșantionați prin metoda areală din 16 secțiuni de albie, pentru râul Moldova și 10 secțiuni pentru râul Putna.

Secțiunile au fost repartizate în lungul râului, între obârșie și confluența cu râul Siret pe o lungime de aproximativ 205 km, și, respectiv, 148 km. Pentru fiecare galet s-au determinat și calculat indicii listați în fig.5.26. Procesarea datelor obținute s-a realizat cu programe din softul EXCEL 4, implementat pe un IBM PS/1.

Datele au fost folosite pentru a obține: a) modificarea indicilor morfometrici ai pietrișurilor în lungul râului și obținerea unor ecuații de predicție cu cea mai bună rezoluție; b) determinarea "formei optime" a pietrișurilor și relația acesteia cu distanța de transport fluvial.

Modelarea matematică a variabilității indicilor morfometrici

A fost realizată prin aplicarea a 5 tipuri de modele matematice:

- linear $Y = a + b \cdot X$

BCU IASI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

- exponențial $Y = a \cdot e^{b \cdot X}$
- al funcției de putere $Y = a \cdot X^b$
- hiperbolic $Y = a + b \cdot \frac{1}{X}$
- polinomial $Y = a + b \cdot X + ... + n \cdot X^n$

unde Y = indicele morfometric analizat, iar X = distanța de transport considerată față de obîrșia râului (în km).

În tabelul 5.13 este grupată întreaga informație privind forma matematică a variației parametrilor morfometrici în lungul râului Putna. Acest material analitic, prezentatat în formă extinsă în lucrări separate (Miclăuș *et al.*, 1995; Ichim *et al.*, 1995, 1996), a stat la baza următoarelor observații mai generale:

i) *distanța de transport* a particulelor din albie reprezintă un factor eficient în controlul formei granulelor. Aceasta înseamnă că mediul fluvial își "alterează" caracteristicile de bază funcție de lungimea pe care are loc transportul ;

ii) *modul cum răspunde fiecare indice morfometric* la creșterea distanței de transport este cuantificat pe baza valorii și semnului coeficienților de regresie, *b*, *c*, *d*, *e*.

Rotunjimea galeților este ajustată cel mai apropiat de funcția polinomială de gradul II, dar o foarte bună ajustare oferă și funcția logaritmică și hiperbolică. Variația observată de noi pentru cele două râuri este conformă cu alte rezultate prezentate în literatura de specialitate (Krumbein, 1941; Plumley, 1948; Dal Cin, 1967), problema care nu a primit încă o explicație convingătoare fiind cea a declinului rotunjimii cu cât distanța de transport crește progresiv. De asemenea, nu este înțeleasă pe deplin nici schimbarea rapidă, pe distanțe scurte, a rotunjimii în mediile de înaltă energie de la obârșia râurilor (Richard, 1982).

Aplatizarea pietrișurilor de gresie și calcar prezintă o variație descrisă de o parabolă concavă. Tendința observată în cazul altor râuri (de exemplu, râul Piave, Italia) și în cazul galeților de alte litologii (cuarț, chert, andezite) este asemănătoare cu cea obținută de noi. Explicația acestei variații pe care am preluat-o din Dal Cin (1967) este următoarea: aplatizarea este un foarte bun indicator al condițiilor hidrodinamice. În cursul superior, pietrișurile foarte plate au multe șanse de a se sparge perpendicular pe planul *ab*, datorită violenței curgerii lichide. În cursul mijlociu, puterea râului se diminuiază și pietrișurile tind să rămână mult timp pe patul albiei, astefl încât ele sunt șlefuite de nisipul transportat de râu la ape relativ mici. Până aici explicațiile oferite par să fie rezonabile în modificarea aplatizării pietrișurilor, dar nu sunt suficient de convingătoare pentru creșterea aplatizării în cursul inferior al râurilor. DalCin (1967) crede că explicația rezidă în frecvența înaltă a saltației în cursul inferior, care pare să afecteze în mod deosebit aplatizarea pietrișurilor.

BCU "ALEXANDRU IOAN CUZA" UNIVERSITY LIBRARY

Tabelul 5.13. Relații între morfometria pietrișurilor din gresie de Kliwa și distanța de transport a râului Putna (Ichim *et al.*, 1995)

Indici morfometrici	Funcția	Coeficienți de regresie				Coeficient corelație	Coeficient determinare	Observații nr.claste
		a	*b*	*c*	*d*	*r*	r^2	*n*
Indice rotunjime Cailleux *(Ro)*	liniar	0.230	0.002			0.762	0.580	1469
	exponential	-1.481	0.006			0.755	0.516	1469
	logaritmic	0.017	0.184			0.875	0.766	1469
	polinomial	0.202	0.005	0.000033		0.902	0.814	1469
	hiperbolic	0.379	-0.994			0.860	0.739	1469
	de putere	-0.982	0.289			0.882	0.777	1469
Indice aplatizare Cailleux *(Ap)*	liniar	0.896	0.001			0.088	0.008	1469
	exponential	0.638	0.000			0.078	0.006	1469
	logaritmic	2.140	-0.128			0.203	0.041	1469
	polinomial	1.845	2.934			0.421	0.178	1469
	hiperbolic	2.477	-0.026	0.00024		0.965	0.931	1469
	de putere	0.331	-0.029			0.214	0.046	1469
Indice asimetrie Cailleux *(As)*	liniar	0.623	0.000			0.867	0.755	1469
	exponential	-0.473	-0.001			0.870	0.757	1469
	logaritmic	0.669	-0.042			0.914	0.835	1469
	hiperbolic	0.588	0.423			0.840	0.706	1469
	de putere	-0.172	-0.030			0.912	0.832	1469
Indice oblat-prolat *(OP)*	liniar	0.675	-0.020			0.693	0.415	1469
	exponential							1469
	logaritmic	2.589	-1.806			0.659	0.434	1469
	polinomial	-0.938	18.450			0.609	0.341	1469
	hiperbolic	1.316	-0.126	0.0029	-0.00002	0.928	0.861	1469
	de putere							1469
Indice disc - cilindru *(DC)*	liniar	0.521	-0.001			0.639	0.409	1469
	exponential	-0.647	-0.002			0.638	0.407	1469
	logaritmic	0.465	0.627			0.532	0.283	1469
	hiperbolic	0.587	-0.063			0.588	0.345	1469
	de putere	-0.222	-0.057			0.576	0.332	1469
Sfericitatea proiecției maxime *(MPS)*	liniar	0.678	-0.0001			0.089	0.008	1469
	exponential	-0.388	-0.0002			0.097	0.009	1469
	logaritmic	0.633	0.0236			0.196	0.038	1469
	polinomial	0.688	-0.5410			0.406	0.165	1469
	hiperbolic	0.520	0.0079	-0.000096	0.0000003	0.954	0.910	1469
	de putere	-0.198	0.0150			0.186	0.035	1469
Indice de formă Corey *(CSI)*	liniar	0.563	-0.0001			0.086	0.007	1469
	exponential	-0.575	-0.0003			0.098	0.010	1469
	logaritmic	0.508	0.0290			0.198	0.039	1469
	polinomial	0.575	-0.6540			0.409	0.167	1469
	hiperbolic	0.420	0.0064	-0.0001		0.962	0.925	1469
	de putere	-0.293	0.0220			0.185	0.034	1469
c/a	liniar	0.480	0.00002			0.016	0.000	1469
	exponential	-0.734	0.00005			0.014	0.000	1469
	logaritmic	0.409	0.04400			0.311	0.096	1469
	hiperbolic	0.505	-0.82200			0.526	0.277	1469
	de putere	-0.388	0.04140			0.309	0.095	1469

Indicele de asimetrie al lui Cailleux înregistrează o tendință de declin exponențial, comună, de asemenea, multor râuri studiate și variatelor litologii ale

BCU IAȘI - CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

pietrișurilor. Scăderea continuă și rapidă a asimetriei după un lung transport fluvial face ca acest parametru să fie capabil de a înlocui indicele de rotunjime când se fac prognoze asupra gradului de uzură, de exemplu, când distanța de transport este foarte mare.

Sfericitatea variază între 0 și 1,0 și măsoară raportul între suprafața proiecției maxime a unei particule și aceea a unei sfere cu același volum (Sneed și Folk, 1958). Este un indice morfometric puternic dependent de litologie. Variația în lungul râului pentru galeții de calcar este sub forma unei curbe hiperbolice, adică, arată o creștere rapidă a sfericității în zona de obârșie a râului, după care sfericitatea se menține la valori aproximativ constante până la gura râului. Pentru galeții de gresie de Kliwa, variația sfericității în lungul râului Putna este ajustată de o funcție polinomială de gradul II (parabola convexă). Fiind în relație cu clasele calitative de formă (sfere, lame, discuri și bețigașe), sfericitatea influențează procesele de sortare, controlul antrenării și ușurința de transport. Particulele în formă de disc au o sfericitate mică, sunt imbricate și dificil de antrenat, dar odată intrate în transport - în special dacă ajung în suspensie - ele călătoresc mai departe decât le permite viteza de sedimentare (Lane și Carlson, 1954).

Indicii oblat - prolat (*OP*) și *disc - cilindru*(*DC*) reprezintă indici calitativi ai formei pietrișurilor cu o variație în lungul râului ajustată de o funcție polinomială de gradul III, și anume: în zona de obârșie, galeții tind să fie aproximativ prismatici (oblat) și, după o oscilație între compact - lamelar, pietrișurile tind spre foma prolat și cilindrică spre gura râului.

Evaluarea "formei optimă" a pietrișurilor fluviale

Aceasta s-a făcut pe baza celor 10 clase descriptive ale lui Sneed și Folk (1958). Distribuțiile mulțimii de valori cuprinse în aceste clase arată o accentuată bimodalitate care se păstrează în tot lungul râurilor. În primele patru clase s-au grupat formele compact cu atributele plat, lamelar și alungit, în următoarele trei clase se cuprind formele pure plat, lamelar și alungit, iar ultimile trei clase fiind date de formele plat, lamelar și alungit, însoțite de superlativul absolut "foarte". Această distribuție scoate în evidență, așadar, ponderea a două clase de forme, și anume:

- *compact - lamelară*, în care se includ între 20 % și 32 % din totalul pietrișurilor analizate în secțiunile din partea superioară a profilului râurilor.
- *lamelară*, care caracterizează între 18 % și 38% din pietrișurile râurilor studiate în partea inferioară a profilului.

Celelalte clase de formă sunt mai puțin reprezentate în albia râurilor Moldova și Putna, ponderile lor fiind de până în maximum 10 %.

Pentru râul Moldova, generalizarea tendințelor de variație ale formei pietrișurilor la nivelul mai multor indici morfometrici (cf. fig.5.27) pe baza

modelului hiperbolic arată următoarele:

i) geometria pietrișurilor de calcar se modifică într-un ritm accelerat pe primii 40 km de la obârșie. Acest sector corespunde celor mai mari pante ale profilului longitudinal al râului Moldova, care coboară de la 1500 m la 900 m altitudine, reprezentând un mediu de înaltă energie, favorabil ritmului accentuat al fasonării pietrișurilor;

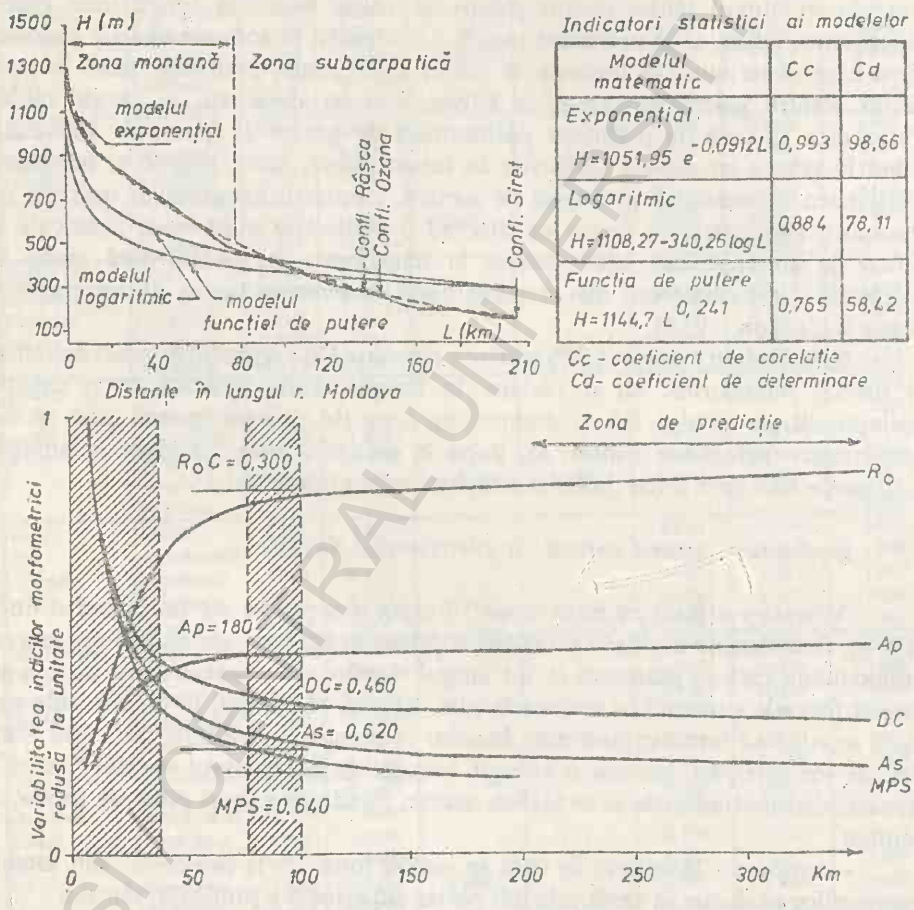


Fig.5.27. Tendințe generalizate ale variabilității formei și rotunjimii pietrișurilor în lungul r. Moldova, comparativ cu forma profilului longitudinal (Miclăuș *et al.*, 1995)

ii) între 80 - 100 km de la obârșie, pietrișurile de calcar ating "forma optimă" dată de următoarele valori-limită: *Roc* = 0,300; *Ap* = 180; *Dc* = 0,460;

BCU IAȘI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

As = 0,62; *MPS* = 0,64. În profil longitudinal această condiție este realizată la ieșirea din zona montană între Păltinoasa și Cornu Luncii. Atingerea valorii optime a pietrișurilor este probabil în legătură cu reducerea energiei mediului de prelucrare a granulelor, vizibilă în profil longitudinal prin diminuarea pantei. Este, de asemenea, zona în care albia prezintă tendințe dominante de agradare și divagare laterală, datorită supraîncărcării cu material solid;

iii) pe următorii 100 km până la confluența cu râul Siret, geometria granulelor de calcar din clasa 30-70 mm variază foarte puțin în jurul valorii optime, modelul teoretic indicând o asimptotă. Zona de predicție extinsă pe încă 100 de km arată, într-adevăr, că forma pietrișurilor rămâne relativ neschimbată. În profil longitudinal, această zonă este caracterizată prin cele mai mici pante, deci o energie din ce în ce mai redusă de prelucrare a granulelor din albie. În acest sector procesul dominant este cel al aranjării și sortării particulelor odată cu reducerea competenței râului.

O altă posibilitate pentru separarea câmpurilor cu un anumit mediu de prelucrare este dată de relația între rotunjime si aplatizare folosită, în mod frecvent, în sedimentologie. În acest sens, Richter (1959), Dal Cin (1967), Reineck și Singh (1975), Dionne(1972), pe baza analizei unei mari populații de galeți de litologii diferite (calcare, cuart, chert, gresii), au propus o diagramă cu ajutorul căreia se poate evalua cu mare grad de acuratețe, stadiul de prelucrare al galeților în raport cu aria sursă. Folosind această diagramă pentru datele râului Putna am obținut că se manifestă o tendință de discriminare a câmpurilor de prelucrare fluvială în profilul longitudinal al râului, astfel: câmpul subrotunjit este propriu cursului superior al râului Putna (până la 30 km de obârșie), corespunzând sectorului montan al bazinului; câmpul rotunjit - voluminos caracterizează sectorul mijlociu al râului Putna (subcarpatic și piemontan) și numai un singur punct se află în câmpul rotunjit - aplatizat, la contactul între piemont - câmpie. Alte comentarii și discuții sunt date în studiile detaliate realizate de colectivul Miclăus. Rădoane, Rădoane, Ichim, Grasu (1995) și Ichim *et al.* (1995 b).

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Capitolul 6

PROBLEME DE ANALIZĂ A SERIILOR DE TIMP GEOGRAFICE

Pentru analiza schimbărilor în timp a diferitelor fenomene ale lumii reale au apărut tratate și lucrări de mare anvergură, cum ar fi cele ale lui Box și Jenkins(1970), Bloomfield (1976), Brockwell și Davis (1987). Cercetările lor au fost aplicate la domeniul sistemelor mediului natural de către Yevjevich și Jeng (1969), Rao (1980) în hidrologie, Bennett (1976,1979), Richards (1976) în geomorfologie, Hipel și McLeod (1981) în ingineria mediului și mulți alții. În ce ne privește, aducem în atenție unele probleme de analiză a seriilor de timp de natură fizico-geografică, lăsând deschisă problema delicată a predicției variațiilor de timp.

6.1. Definiții

Seria de timp se definește ca un șir de valori pe care le ia o variabilă aleatoare și care se succed la intervale de timp constante. În teorie, seriile de timp pot fi continue sau discrete. O *serie continuă* se obține dacă are loc o înregistrare fără întrerupere a unui proces de timp (de exemplu, seria continuă a curentului electric înregistrată de un contoar, fig. 6.1.A).

În practică, însă, o serie continuă este observată la anumite intervale de timp care pot fi ora, minutul, secunda sau anul, luna, trimestrul. Rezultatul va fi o *serie discretă.* În domeniul geoștiințelor există numeroase exemple de serii discrete: variația temperaturii aerului, a precipitațiilor, a nivelului râurilor, indicele de creștere a arborilor, grosimea varvelor glaciare sau de vânt, etc.

Valorile lunare ale precipitațiilor și scurgerii lichide măsurate într-un bazin oarecare (fig.6.1.B) reprezintă serii de timp discrete. Diferența între cele două tipuri de serii de timp este evidentă și se datorează aportului mare al elementelor stochastice în compunerea celor din ultima grupă. Se consideră, în general, că seriile de timp de natură fizico-geografică au cele mai importante

BCU IAȘI - CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

semnale stochastice în variația lor. S-au făcut și încercări de clasificare a acestor variații și am ales-o pe cea a cunoscutului hidrolog indian Rao (1980), care s-a ocupat în detaliu de analiza seriilor de timp. Tipurile de schimbări pot fi așadar (fig.6.2):

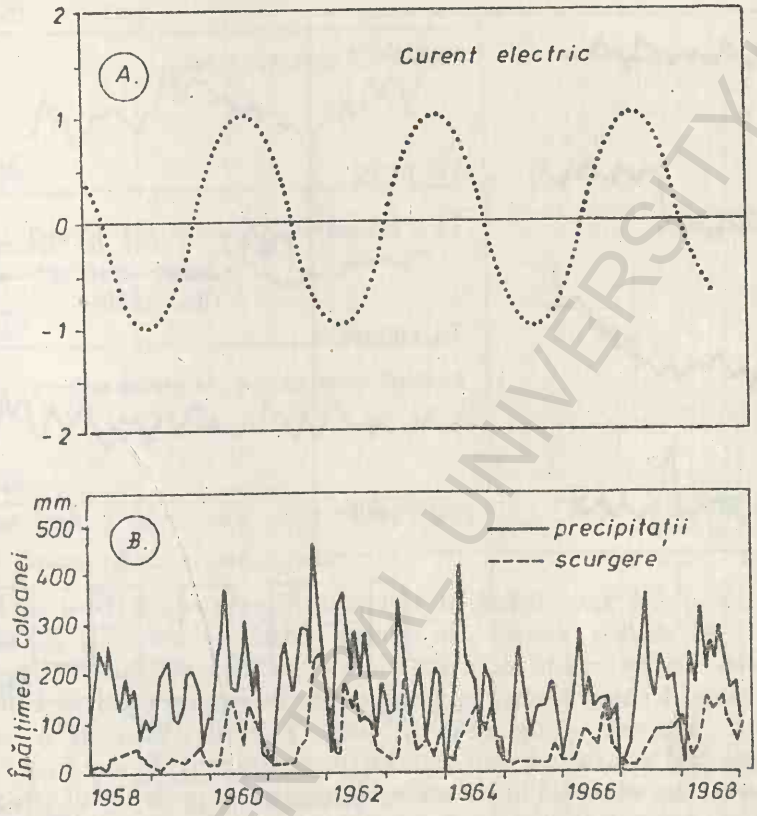


Fig.6.1. Serii de timp continue (A) și discrete (B)

i) *regulate*, când oscilațiile sunt aproximativ uniforme în jurul unei medii statistice;

ii) *cu prag*, când are loc o coborâre sau o înălțare bruscă în variația procesului de timp;

iii) *cu rampă*, ce caracterizează o evoluție a fenomenului în pantă mică;

iv) *tranziente*, când au loc schimbări bruște în variația seriei de timp, dar cu revenire la poziția anterioară perturbării.

Ilustrăm aceste tipuri de schimbări cu mai multe serii hidrologice anuale (fig.6.3) luate din diferite zone climatice ale globului. Afluența lichidă în lacul

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Taupo (Noua Zeelandă) și precipitațiile la Dunedin prezintă o variație aproape de regularitate în condițiile neintervenției nici unui factor regularizator (fig.6.3.A), spre deosebire de debitul lichid al fluviului Sf. Laurențiu, a cărui variație este mult "temporizată" de sistemul Marilor Lacuri (fig.6.3.C).

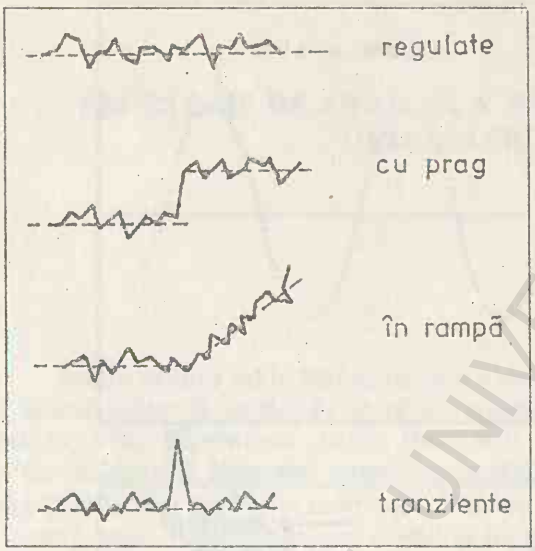


Fig.6.2. Tipuri de schimbări în cadrul unei serii de timp (Rao, 1980)

În cazul debitului lichid al fluviului Niger (fig.6.3.B) și al Dunării (fig.6.3.G) se disting variații "în rampă", date de creșterile și scăderile multianuale. Un tip aparte de serie hidrologică este cel ilustrat de variația debitului râului Krishna (India) ca o succesiune de praguri regulate. Este vorba de oscilația sezonală de tip musonic, redată printr-o succesiune de scurgeri minime (sub 500 m^3/s) și scurgeri maxime (peste 500 m^3/s)(fig.6.3.E).

Intervenția antropică în sistemele hidrologice se poate manifesta, adesea, prin praguri. Nivelul Nilului la Assuan și debitele solide ale Dunării sunt elocvente în acest sens. Înainte de prima construcție a barajului Assuan (1902) nivelul Nilului arăta o tendință de scădere (fig.6.3.F). După această dată, variația nivelului fluviului este de tip regulat. În cazul Dunării, până la 1960, debitele solide aveau o variație apropiată celor lichide, dar după această dată, urmare a construcțiilor hidrotehnice și hiodroenergetice, debitele solide au scăzut (fig.6.3.G), variația devenind de tip regulat.

6.2. Înregistrarea schimbărilor în sistemele naturale

Studierea unui proces de timp presupune existenta de înregistrări corecte, efectuate pe baze controlabile, după metodologii consacrate, mai ales când este vorba de sistemele naturale.

BCU IAȘI - CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

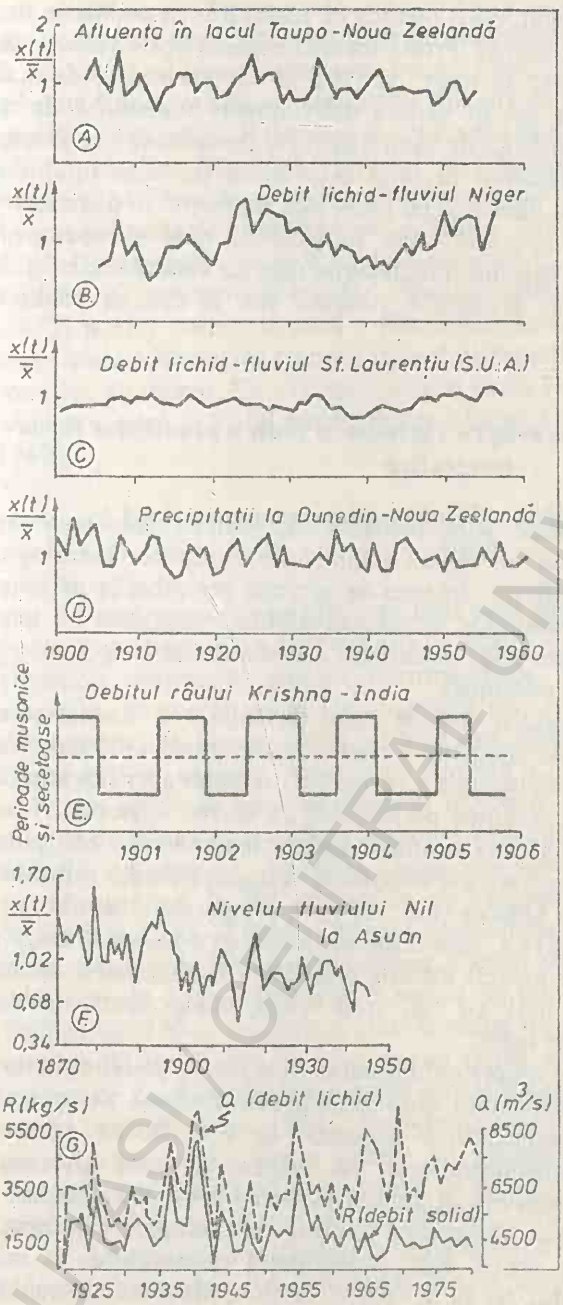


Fig.6.3. Exemple de serii de timp hidrologice (parțial după Rao, 1980) (alte discuții în text)

BCU CLUJ CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Sunt recunoscute, în general, două metode de măsurare: cu poziția în timp *relativă* și cu poziția în timp *absolută*. Prima metodă implică acele tehnici care încearcă să plaseze evenimentele în timp, dar fără să se țină seama de scara calendaristică. A doua metodă are în vedere determinarea numărului de ani calendaristici (sau alte unități de timp) de când a avut loc fenomenul înregistrat.

O altă grupare a măsurătorilor în timp este făcută pe baza tipului de înregistrări, bazate pe observații directe și pe observații indirecte. În prima grupă se cuprind înregistrările instrumentate, cele fotografice, hărți și documente istorice, iar în a doua grupă se cuprind înregistrările date de variațiile condițiilor de mediu imprimate în rata de creștere a arborilor sau în diferite medii de depunere a sedimentelor.

6.2.1. Observații directe asupra variației în timp a proceselor fizico-geografice

Înregistrările instrumentate sunt realizate, de obicei, sub patronajul agențiilor guvernamentale și au în vedere schimbările climatice, hidrologice, unele sedimentologice sau geofizice. În ceea ce privește schimbările de natură geomorfologică (migrarea meandrelor, eroziunea albiilor, deplasări de teren, prăbușiri,etc.) nu au fost supuse unor măsurători sistematice în timp, cele mai multe observații s-au organizat ocazional.

În literatura de specialitate se discută cazul fluviului Nil asupra căruia există cea mai lungă perioadă de înregistrare instrumentată (peste 1300 ani). Este vorba de observarea aproape neîntreruptă a variațiilor nivelului apei fluviului, de foarte mare interes pentru succesiunea perioadelor de lucrări agricole. Aceste date au fost folosite de Hurst (1951) pentru definirea fenomenului ce-i poartă numele. Perioade lungi de observații caracterizează scurgerea medie a fluviului Rin (din 1808), a Dunării la Orșova (din 1838), a temperaturii aerului și a precipitațiilor (din 1851 la Sibiu) ș.a. Este lesne de înțeles că o perioadă lungă de înregistrări asupra unui proces natural mărește încrederea în rezultatele analizei seriilor de timp, cu atât mai mult cu cât, vom vedea, componenta aleatoare deține, uneori , o pondere foarte mare.

Înregistrările fotografice asupra configurației unei forme de relief în timpi diferiți pot furniza date asupra evoluției, constituite în serii de timp. Se apreciază că asemenea informații pot reconstitui o perioadă de cca 100 ani (Church, 1980). În unele regiuni, aerofotografierea s-a realizat în mod sistematic, permițând o largă utilizare a acestora în studiul evoluției ravenelor, albiilor de râu, alunecărilor de teren, ș.a. Progresele recente în domeniul fotografiei satelitare au introdus, pentru prima dată, posibilitatea observațiilor la scară sinoptică a suprafeței Pământului. Se au în vedere, distinct, procesele de evoluție la nivel geologic, geomorfologic, hidrologic, de vegetație și multe altele.

Hărțile și documentele istorice pot extinde înregistrările de timp pentru mai multe sute de ani în urmă. O problemă importantă este de a determina gradul de acuratețe al unor asemenea surse. Hărțile trebuie să prezinte puncte de referință fixe (o șosea, o cale ferată), funcție de care să fie măsurate deplasările unor forme de relief. Relevante în acest sens sunt datele asupra migrării laterale a albiilor râurilor Moldova, Trotuș, Siret, asupra avansării ravenelor în aria Podișului Moldovenesc, obținute pe baza studierii hărților topografice ridicate în diverse perioade de timp (Rădoane și Ichim, 1984; Rădoane *et al.*, 1994).

Documentele istorice au fost utilizate în mod remarcabil în prezentarea înaintării și retragerii ghețarilor, viiturilor, alunecărilor de teren de către Grove (1972) pentru partea de nord a Norvegiei. În această categorie pot fi situate și materialele arheologice care furnizează informații asupra poziției în timp a unui complex aluvionar. De exemplu, pentru Crișu Negru s-a datat rata de agradare a albiilor majore la 0,109 cm/an pentru ultimii 1600 ani (Berindei și Dumitrașcu, 1969).

6.2.2. Interpretarea observațiilor indirecte asupra schimbărilor în timp

Dendrocronologia este o metodă care poate acoperi cu informații o lungă perioadă de timp. Ea a fost definită ca studiu sistematic al inelelor de creștere a arborilor, aplicat la datarea evenimentelor trecute și la evaluarea istoriei climatice. În multe medii fizico-geografice, arborii nu trăiesc mai mult decât câteva secole și, în consecință, metoda este limitată la o asemenea scară de timp. Există însă și excepții , care s-au dovedit a fi de cea mai mare importanță în stabilirea scării de timp absolute în Holocen. În S-V SUA există două specii diferite de arbori cu o viață excepțional de lungă. Una din ele este cunoscută sub numele de sequoia gigantică, *Sequoiadendron giganteum*, o specie relictă terțiară, limitată la pâlcuri izolate pe versanții de vest ai Sierrei Nevada, la înălțimi de 1500 - 2100 m. Aceștia sunt cunoscuți drept cei mai înalți arbori din lume. Studiul inelelor lor de creștere a arătat că această specie poate trăi până la 3400 ani. În Marea Britanie, o specie de pin - *Pinus longaeva* - ce crește la înălțimi de 2700 - 3400 m a atins o vârstă de peste 4500 ani și se află încă în creștere. Datorită marelui conținut de rășină, resturile de *Pinus longaeva* sunt extrem de durabile, încât s-a putut realiza o cronologie pentru mai mult de 8200 ani în urmă (Goudie, 1981). Ambele tipuri de arbori au avut un rol esențial în investigarea relației dintre datările cu radiocarbon și vârstele absolute. În țara noastră, rezultatele studiului inelelor de creștere ale arborilor acoperă perioada de până la 300 de ani (Soran *et al.*, 1981; Dumitru-Tătăranu și Popescu, 1988).

Arborii au fost folosiți în mod obișnuit ca indicatori cronologici pentru vârsta substratului. Au fost datate, astfel, morenele neoglaciare, alunecările de teren, eroziunea laterală, acumularea în albiile minore. De exemplu, retragerea

gheţarilor permite instalarea arborilor, care sunt din ce în ce mai tineri spre arcul gheţarului. În unele cazuri, valurile morenaice sunt acoperite de pădure în arealele terminale, iar spre gheţari sunt colonii de licheni, care ajuta în aceeaşi măsură ca şi arborii pentru stabilirea vârstei formelor de relief. De altfel, metoda de datare cu ajutorul lichenilor se numeşte *lichenometrie*. Metoda a fost adoptată de glaciologi şi geomorfologi pentru stabilirea cronologiei relative a substratului expus în acele zone unde nu au putut fi aplicate dendrocronologia, palinologia sau datările cu radiocarbon, fie datorită asprimii factorilor de mediu, fie datorită lipsei de material prezervat convenabil. Ea se bazează pe cunoaşterea ratei de creştere în diametru a lichenilor, fiind posibile datări de câteva mii de ani în urmă. Lichenometria a fost folosită în mod extins pentru stabilirea vârstei morenelor după micile deglaciaţii ale secolului XVII - XVIII (Matthews, 1974).

Înregistrările în mediile depoziţionale sunt unele dintre cele mai pertinente surse de informaţii asupra proceselor geomorfologice şi se află incluse în chiar sedimentele acumulate. Studiul lor are şi alte avantaje: înregistrează fidel fluxul de material cu schimbările climatice şi de vegetaţie respective; permite aplicarea şi altor tehnici de datare, din care, în special, acelea dependente de laminaţiile anuale, de prezenţa sau declinul radioizotopilor cu timp de înjumătăţire scurt (^{137}Cs, ^{210}Pb, ^{239}Pu), de detectarea înregistrării paleomagnetice, de conţinutul granulelor de polen. Principalul factor de complicare în studiul depozitelor este dat de natura episodică a proceselor de acumulare şi de eroziune între fazele de acumulare care pot determina o înregistrare incompletă. Fazele de acumulare în reniile meandrelor au permis reconstituirea pentru mai multe secole a evoluţiei meandrelor. Asemenea evaluări au fost realizate de Hickin (1974) pentru râuri din Canada şi de Panin (1976) pentru Dunăre.

Tabel 6.1. Izotopi radioactivi cu timp de înjumătăţire scurt (Church, 1980)

Izotopul	Timp de înjumătăţire(ani)	Originea
^{3}H	12,3	Atmosfera înaltă,bombe,reactori
^{32}Si	350±150	Atmosfera înaltă
^{39}Ar	260	Atmosfera înaltă (foarte rar)
^{90}Sr	27,7	Bombe
^{137}Cs	27	Bombe
^{210}Pb	22,3	Serii de declin al ^{238}U

Depozitele lacustre înregistrează cu mai mare fidelitate variaţiile în bazinele de alimentare. Din această categorie fac parte *varvele*, analiza lor fiind una dintre cele mai vechi metode pentru reconstituirea evenimentelor geomorfologice pentru ultimii 12000 ani (de Geer, 1912).

Dar nu numai proprietăţile fizice ale sedimentelor sunt relevante în

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Dar nu numai proprietățile fizice ale sedimentelor sunt relevante în reconstituirea proceselor de timp, ci și proprietățile chimice - îndeosebi *izotopii radioactivi*, care sunt de importanță mare pentru toate scările de timp: izotopii radioactivi care circulă în atmosferă, odată izolați în sedimente, devin adevărate cronometre pentru stratul de sediment respectiv.

Izotopii cu timp de înjumătățire mic pot fi utilizați în datările cuprinse între câțiva ani și până la câteva sute de ani. Tabelul 6.1 prezintă unii din acești izotopi. De exemplu, tritium (^3H) a fost folosit în mod extensiv pentru a data vârsta ghețarilor și pentru datări în domeniul circulației apelor subterane. În scopuri similare, a fost utilizat Silicon-32, dar pentru folosirea acestui izotop sunt necesare probe cu mare volum. Cesium-137 provenit din exploziile atomice a fost folosit pentru a determina ratele recente de sedimentare.

6.3. Proprietățile seriilor de timp

Schimbările care au loc la nivelul unui sistem proces-răspuns implică neapărat un transfer de masă și energie. Dacă acest sistem este reprezentat de o unitate de relief, modificările ei sunt date de transferul de apă și sediment dintr-o secțiune în alta. În consecință, oricare ar fi sistemul cercetat, cunoașterea schimbărilor are loc prin observarea fluxurilor de masă și energie.

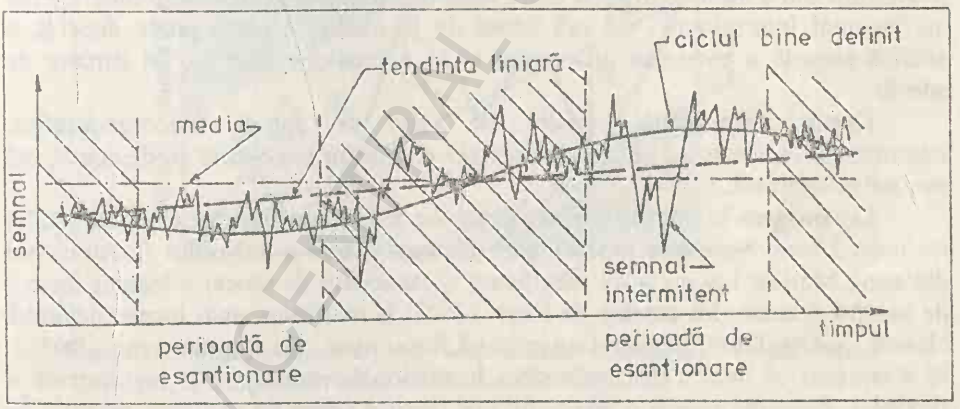


Fig.6.4. Serie de timp compusă din media pe termen lung, tendința liniară, ciclul bine definit și semnal intermitent (Church, 1980)

Cercetările în domeniul proceselor fizico-geografice de la Fort Collins conduse de Yevievich (1972) s-au finalizat și prin definirea a trei proprietăți secvențiale de care trebuie să se țină seama în analiza schimbărilor la nivelul fluxurilor. Acestea sunt (fig.6.4):

BCU "LUCIAN BLAGA" CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

- trendul
- persistența
- intermitența

Trendul exprimă sensul general al evoluției procesului, iar în fig.6.4. acesta este dat de dreapta de creștere.

Persistența sau dependența serială în timp scurt se recunoaște când ultima valoare a unei serii este controlată de valorile dinaintea ei; în general, aceasta caracterizează seriile de timp cu amplitudine constantă a fluctuațiilor. De regulă, fenomenele naturale înregistrează în "timp scurt" o asemenea stare și poate fi soluționată cu ajutorul corelogramei sau a proceselor Markov.

Intermitența caracterizează salturile bruște în secvența seriilor de timp care depărtează sistemul foarte mult de condiția medie. Intermitența este o proprietate a seriilor de timp mai puțin cunoscută; reflectă tendința de grupare neperiodică a unor valori, uneori, pe lungi perioade de timp. Când aceste grupări se produc, au loc efecte cumulative asupra sistemului si-i pot schimba fundamental traiectoria de evoluție.

Proprietățile secvențiale ale fenomenelor fizico-geografice sunt ilustrate în fig.6.4, din care reiese, de asemenea, și rolul perioadei de eșantionare. Înregistrările asupra fluxului de masă și energie cu aparatură și tehnică standardizate nu acoperă o perioadă foarte lungă de timp. Este posibil, așadar, ca acestea să cuprindă o perioadă insuficientă pentru a defini, de exemplu, tendința procesului sau a unui ciclu. Mai mult, dacă într-o perioadă de eșantionare are loc un "semnal intermitent", un salt brusc de la medie, aceasta poate duce la o analiză eronată a evoluției procesului și la o predicție care să fie departe de adevăr.

Dintre proprietățile seriilor de timp de natură fizico-geografică, intermitența reprezintă o stare care este cel mai puțin cunoscută și, de aceea, cel mai puțin înțeleasă.

Un progres în analiza intermitenței s-a făcut prin definirea așa-numitului *fenomen Hurst*. Studierea problemelor de regularizare a bazinului fluviului Nil din zona Marilor Lacuri și de planificare a capacității de stocaj a lacului format de barajul Assuan, l-a condus pe Hurst (1951) la realizarea unei lucrări devenită clasică: "Long Term Storage Capacity of Reservoirs" (în Pegram *et al.*, 1980). El a conchis că pentru dimensionarea lucrărilor de amenajare și regularizare a fluviului, folosirea numai a înregistrărilor istorice poate da rezultate eronate. În prelucrarea seriilor de timp privind debitele fluviului el a folosit teoria probabilității și tehnici de statistică experimentală și a obținut, astfel, ecuații pentru așa numita "amplitudine rescalată" ("rescaled range"). Această statistică măsoară depărtarea stării sistemului de la poziția medie, adică tocmai salturile bruște identificate în seriile de timp intermitente sau tranziente. Raționamentul este următorul: să considerăm o serie formată din sume cumulate ale procesului de timp (q_t):

$$\left\{\sum_{t=1}^{n} q_t\right\} \qquad n = 1,2,\ldots,N$$

a cărei condiție medie este $(n\bar{q})$ pentru fiecare (n). Abaterea depărtărilor cumulative pentru orice n (fig.6.5) este:

$$R_n = \max_n \left|\left(\sum_{t=1}^{n} q_t\right) - n\bar{q}\right| - \min_n \left|\left(\sum_{t=1}^{[n]} q_t\right) - n\bar{q}\right|$$

Amplitudinea rescalată ("rescaled range") este : R_n /s, unde s este deviația standard a seriei de timp (q_t). Pentru procesele aleatoare și cu memorie scurtă, amplitudinea rescalată crește odată cu creșterea lungimii secvenței de timp, conform relației :

$$R_n / s \approx n^{0,5}$$

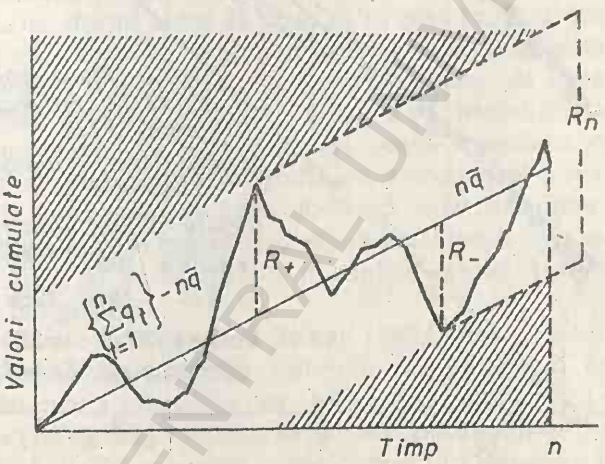


Fig.6.5. Schemă de definiție pentru seria sumelor cumulate și a amplitudinii depărtărilor cumulate (Church, 1980)

Pentru procesele intermitente, amplitudinea rescalată crește odată cu n^H (unde $H \neq 0,5$). Hurst (1951) a aplicat această metodă la un număr mare de serii de timp din domeniul geografiei fizice, cum ar fi debitele lichide, nivelele lacurilor și râurilor, precipitațiile atmosferice, temperatura și presiunea aerului, inelele de creștere ale arborilor, grosimea varvelor, numărul de pete solare, ș.a., în total 75 de serii de timp cu lungime variată între 30 ani și 2000 ani. El a

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

constatat că pentru astfel de serii valoarea lui H este mai mare de 0,5 și mai mică de 1,0, în medie fiind de 0,73.

Această discrepanță între rezultatele teoretice (H = 0,5) și rezultatele practice (obținute din cercetarea seriilor naturale) care arată că H > 0,5 se numește "fenomenul Hurst" și el se referă la un efect neașteptat, nepredictibil, pe care îl poate avea variația unei serii de timp naturale.

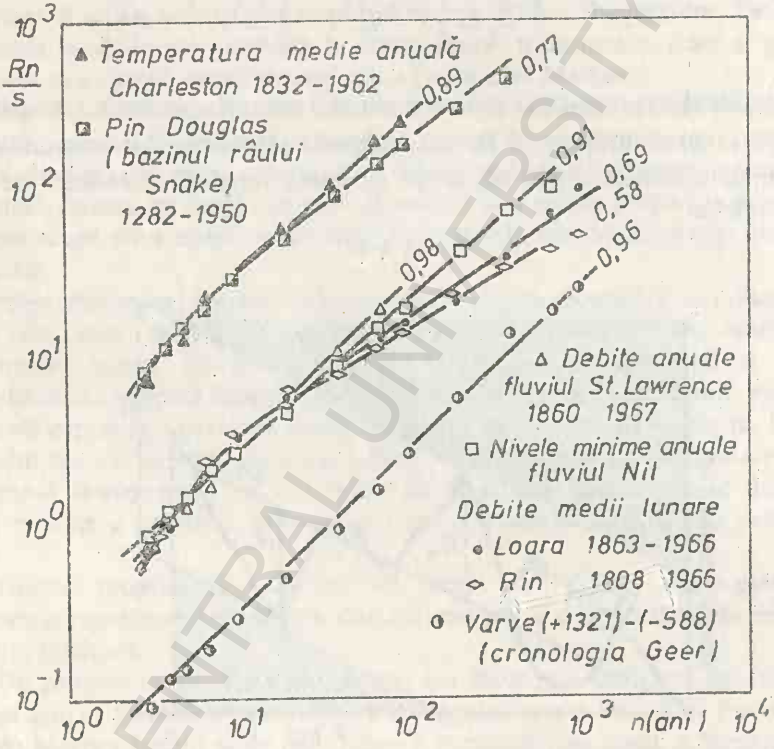


Fig.6.6. Reprezentarea amplitudinii rescalate ("rescaled range") (R_n/s) pentru serii de timp cu intermitență. Cifrele de pe curbe reprezintă valorile H (Church, 1980)

Interpretarea fenomenului Hurst a fost variată și controversată, inițiind un volum mare de investigații din partea statisticienilor, hidrologilor, geomorfologilor. Până în prezent s-au detașat două cauze mai importante ale creșterii fenomenului Hurst în cazul seriilor naturale (adică a creșterii stării de intermitență în cadrul seriei):

i) existența unei medii nestaționare în procesul de timp;

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

ii) procese stochastice staționare ai căror parametri determină creșterea efectelor cu frecvență mică.

Klemes (1974) a analizat aceste ultime procese și a demonstrat convingător că nestaționaritatea seriilor poate produce fenomenul Hurst. Cele mai intermitente tipuri de serii naturale sunt cele climatice, începând cu variațiile sinoptice și sezonale și terminînd cu cele anuale și multianuale. În fig.6.6 se prezintă exemple de serii climatice lungi pentru care s-a determinat "abaterea rescalată"; se observă valori *H* foarte aproape de 1,0 pentru majoritatea seriilor exemplificate, ceea ce demonstrează prezența intermitenții.

Din punct de vedere geomorfologic, fenomenul Hurst interesează în mod deosebit deoarece, așa cum arată Klemes (1974), toate procesele care răspund la influența climatică prezintă o stare de intermitență mult mai mare decât a seriei inițiale. De exemplu, procesele fluviale (cum ar fi curgerea apei sau a aluviunilor) sunt un răspuns întârziat la stimulii climatici și intermitența seriilor climatice va fi transmisă și seriilor de timp de natură geomorfologică, la care se adaugă intermitența proprie acestor ultime serii.

Pentru ca efectul Hurst să poată fi determinat, este necesară o perioadă foarte lungă de înregistrări (mai mare de 100 de ani). În acest context, Kirkby (1987) explorează o posibilitate de modelare a stării de intermitență a seriilor naturale cu timp scurt de înregistrare, folosind un "model de stocaj exponențial", care oferă un mecanism fizic plauzibil pentru simularea efectului. Analiza seriilor simulate a arătat că efectul Hurst este evident pentru cca. de 30 ori timpul de răspuns al "rezervorului" (care stochează informația între intrare și ieșire), astfel încât dimensiunile relativ modeste ale rezervorului (de exemplu, un lac de acumulare) sunt suficiente pentru a explica efectul Hurst pentru perioade existente de înregistrări.

Atât Church (1980), cât și Kirkby (1987) sunt de acord că intermitența (sau nestaționaritatea) în seriile factorilor ce controlează formarea reliefului argumentează teoria pragurilor sau teoria catastrofismului ca tip major de modelare a reliefului. Cercetările în domeniul teoriei pragurilor ale lui Schumm(1973, 1979) au condus la constatarea că: "răspunsul în seriile de natură geomorfologică prezintă un caracter mult mai intermitent (deci salturi mai mari) decât cel al factorului declanșator". Din păcate, arată Church, sunt necesare înregistrări în timp cu lungime mult mai mare decât *T*, adică perioada cea mai lungă de timp în care o comportare intermitentă se poate repeta (de exemplu, fenomenele ce au loc o dată la 1000 ani). De aceea multe înregistrări existente ce au fost făcute în așa-numitul "timp al experienței umane", din punct de vedere geomorfologic, sunt prea scurte pentru a indica cu precizie rata de evoluție a reliefului, mai ales acolo unde rolul pragurilor este important. Aceasta nu înseamnă că înregistrările asupra seriilor de natură geomorfologică sunt lipsite de valoare (cum ar fi deplasarea unei mase de alunecare sau retragerea unui mal de râu), dar trebuie, întotdeauna, explorate și alte posibilități de geocronologie.

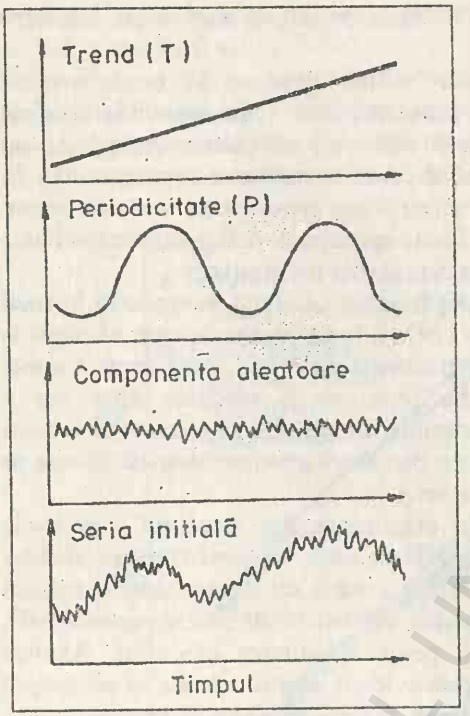


Fig.6.7. Componentele unei serii de timp (Huggett, 1985)

Proprietățile seriale se regăsesc în cele trei componente de bază ale seriilor de timp (fig.6.7):

- tendința (T)
- componenta periodică (P)
- componenta aleatoare (A)

care însumate ($T + P + A$) formează seria de timp inițială.

Dacă se compară două serii de timp care sunt în relație (de exemplu, temperatura aerului cu temperatura solului sau precipitațiile atmosferice cu scurgerea lichidă într-un bazin hidrografic), pot exista mai multe combinații. Un asemenea exemplu este ilustrat în fig.6.8, în care se observă că două serii de timp aflate în relație pot avea aceeași tendință, dar o comportare ciclică defazată; pot avea tendințe diferite, dar aceeași variație ciclică, sau cicluri cu amplitudine diferită, dar în aceeași fază, ș.a. Baza modelelor stochastice de tipul celor dezvoltate de Box și Jenkins (1976) constă în aceea că un sistem poate fi definit de o variabilă de ieșire și un operator de translație care face legătura între cele două variabile. Dacă relația între intrare și ieșire are loc în domeniul timpului, aceasta înseamnă că modificările în cadrul variabilei de intrare se transformă în variabile de ieșire prin intermediul unui operator numit funcție de transfer al sistemului (Bennett și Chorley, 1978).

BCU CLUJ CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

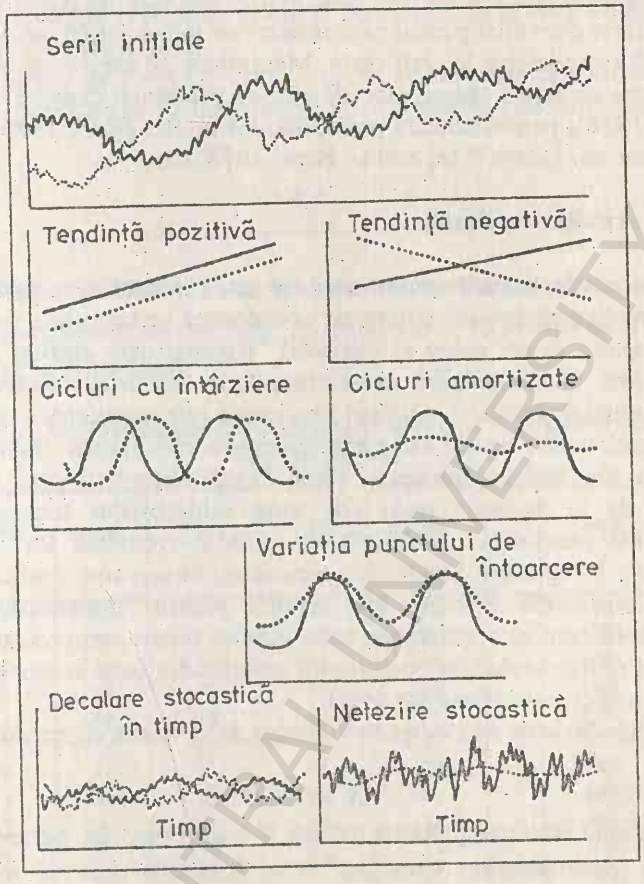


Fig.6.8. Relații între componentele a două serii de timp (Huggett, 1985)

Pentru a înțelege această schemă să ne imaginăm că sistemul este un bazin hidrografic, variabila de intrare este dată de precipitații, iar variabila de ieșire este scurgerea lichidă evacuată din bazin. Funcția de transfer, în acest caz, este curba hidrografului prin intermediul căruia se transmite variația de la precipitații la scurgerea lichidă. Hidrografele sunt similare pentru numeroase bazine, dar fiecare prezintă caracteristici în care se reflectă proprietățile bazinului, respectiv, ale sistemului.

În această lucrare ne propunem, deocamdată, să cunoaștem modul cum poate fi disociată în componentele de bază fiecare serie de timp ce caracterizează variabilele de intrare sau de ieșire dintr-un sistem, fără să ne ocupăm în mod deosebit de relațiile între acestea, respectiv, de funcțiile de transfer. Aceasta ar

BCU CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

putea presupune accesul la modele matematice din familia ARMA și ARIMA, un spațiu foarte dezvoltat pentru prezentarea lor într-o formă accesibilă, precum și a aplicațiilor modelelor la serii reale. Menționăm că asemenea modele au fost aplicate pentru analiza și prognoza datelor cu pronunțat caracter sezonier (Box și Jenkins, 1976), pentru analiza precipitațiilor anuale (Rao, 1980), pentru serii de timp cu variații lunare (McLeod și Hipel,1978) etc.

6.3.1. Analiza tendinței

Primul pas în analiza seriilor de timp este reprezentarea grafică a datelor. Aceasta se realizează într-un sistem de coordonate rectangulare în care axa *Ox* este axa timpului (a se vedea și capitolul "Reprezentări grafice"). Observarea graficelor ajută să identificăm discontinuitățile, salturile bruște, schimbările abrupte, eventualele oscilații regulate. Dacă seria este omogenă și este întreruptă de praguri (schimbări bruște ale variabilelor) se recomandă analiza separată a seriei pentru segmentele omogene. Dacă există observații care se depărtează foarte mult de la oscilația seriei (de tipul schimbărilor tranziente), trebuie acordată multă atenție și verificată cu grijă proveniența lor, să nu existe măsurători sau înregistrări greșite. De asemenea, observarea graficelor ne poate sugera care sunt cele mai potrivite modele pentru "descompunerea" seriei. Pentru exemplificare să considerăm seria datelor lunare, reprezentând înălțimea patului albiei râului Moldova(secțiunea Tupilați), din care în tabelul 6.2. redăm valorile de început și de sfârșit ale seriei.

Modelul clasic de descompunere pleacă de la forma algebrică a seriei (care este:

$$X_t = T + P + A$$

unde T = tendința (sau componenta trend): P = o funcție de perioadă cunoscută denumită și "componenta periodică" sau "sezonală", iar A = componenta reziduală sau aleatoare și este definită ca o serie staționară (media fiind zero).

Scopul nostru este, în continuare, de a extrage din seria inițială, componentele deterministice, respectiv, trendul și periodicitatea, de a obține, în final, componenta reziduală *(A)* în legătură cu care dorim să aflăm dacă este un proces staționar și ce pondere are în compunerea seriei inițiale.

Pentru extragerea tendinței (trendului) avem nevoie de un model care să ne ajute să facem următoarera diferență:

$$T = X_t - (P + A)$$

Modelul îl putem găsi în următoarele metode : a) metoda mediei mobile; b) metoda diferenței; c) metoda celor mai mici pătrate.

Mediile mobile

Reprezintă o metodă de "filtrare" a datelor de mare acuratețe, știut fiind că tendința obținută se adaptează fidel tuturor variațiilor - uneori foarte capricioase -

ce se pot întâlni în evoluția unui proces de timp. Calculul lor conduce la obținerea unei tendințe care,în continuare, poate să stea la baza alegerii gradului polinomului de ajustare a seriei.

Pentru seriile de timp cu valori lunare, se recomandă formula de calcul care acoperă o perioadă de 12 luni, fiecare medie mobilă centrându-se pe a șaptea lună a sirului:

$$M_t = \frac{\frac{1}{2}I + F + \ldots + D + \frac{1}{2}I_1}{12}$$

unde M_t = media mobilă obținută, iar inițialele lunilor calendaristice semnifică valorile corespunzătoare acestor luni, I_1 fiind valoarea pentru luna ianuarie din anul următor celui considerat.

Tabel 6.2. Date privind înălțimea patului albiei râului Moldova în secțiunea Tupilați (în cm)

Luna/ Anul	1959	1960	1961	1962	1963	...	1985	1986
I	31	40	38	65	33		152	164
II	32	38	31	34	35		153	169
III	37	35	39	63	44		156	162
IV	48	22	45	36	16		140	168
V	44	19	49	49	54		130	156
VI	57	29	60	30	22		135	169
VII	59	31	12	32	52		144	159
VIII	53	42	15	15	41		147	151
IX	42	51	41	52	28		165	144
X	61	57	50	52	31		163	150
XI	31	55	55	57	43		160	139
XII	39	49	61	32	44		164	140

În tabelul 6.3 sunt înscrise valorile calculate ale tendinței centrale pe baza mediei mobile din câte 12 termeni. De exemplu, pentru luna iulie 1959, valoarea tendinței patului albiei râului Moldova a fost calculată, folosindu-se datele primare din tabelul 6.2, în felul următor:

$$\left(\frac{1}{2}\cdot 31 + 32 + 37 + 48 + 44 + 57 + 59 + 53 + 42 + 61 + 31 + 39 + 40 \cdot \frac{1}{2}\right) / 12 =$$

$$= 44{,}875$$

Pentru august 1959:

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

$$\left(\frac{1}{2}\cdot 32+37+48+44+57+59+53+42+61+31+39+40+38\cdot\frac{1}{2}\right)\cdot/12 =$$

$$= 45{,}50$$

Tabel 6.3. Mediile mobile ale seriei de valori reprezentând înălțimea patului albiei râului Moldova (Tupilați)

Luna/ Anul	1959	1960	1961	1962	1963	...	1985	1986
I	0,00	37,83	42,29	43,42	37,83		139,70	162,30
II	0,00	36,21	40,37	44,25	39,75		140,00	161,60
III	0,00	36,12	38,83	44,71	39,83		141,50	160,20
IV	0,00	36,33	38,12	45,25	37,96		144,90	158,80
V	0,00	37,17	37,83	45,42	36,50		147,00	156,90
VI	0,00	38,58	38,33	44,29	36,42		149,30	0,00
VII	44,87	38,92	39,96	41,75	37,25		151,20	0,00
VIII	45,50	38,54	41,21	40,46	37,37		152,40	0,00
IX	45,67	38,42	42,33	39,71	37,26		153,30	0,00
X	44,50	39,54	42,96	38,08	39,89		154,70	0,00
XI	42,37	41,75	42,58	37,46	43,68		157,00	0,00
XII	40,17	43,04	42,58	37,33	48,31		159,50	0,00

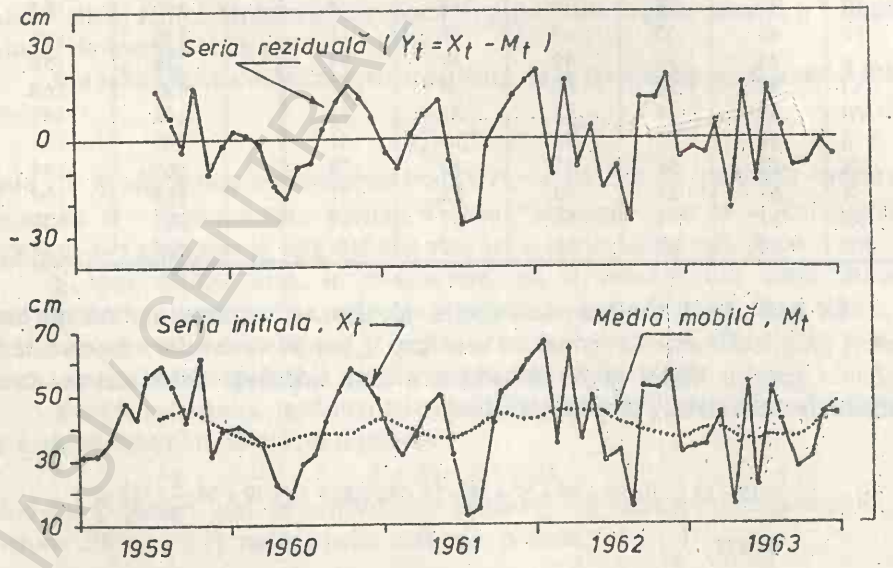


Fig.6.9. Seria inițială (*Xt*), media mobilă (*Mt*) și seria reziduală (*Yt*) ale înălțimii patului albiei râului Moldova (secțiunea Tupilați)

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

S-a considerat un esantion din seria de timp exemplificată din care reiese modul cum media mobilă ajustează oscilația fenomenului studiat (fig.6.9). Se observă cum media mobilă "netezește" oscilația pe verticală a valorilor inițiale, reținând tendința centrală a avariației. Pentru serii de timp neafectate de variații sezoniere se poate folosi orice secvență de câte $2m + 1$ termeni consecutivi, unde m este un număr pe care-l alegem arbitrar 1, 2, 3, 5,..... Finețea ajustării seriei de timp (adică reținerea schimbărilor datorate amplitudinii oscilațiilor mari și eliminarea celor datorate oscilațiilor mici) este determinată de numărul de medii folosite. Tabelul 6.4 ilustrează folosirea unei funcții de ajustare, rezultând o medie mobilă de 5 ani.

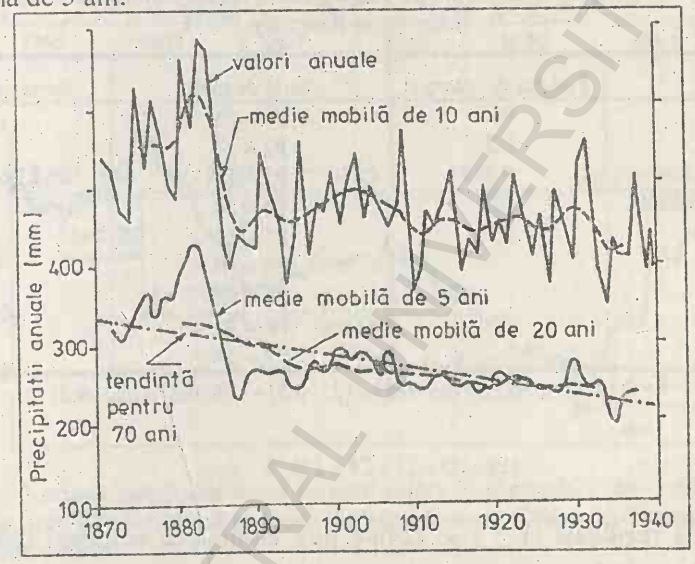


Fig.6.10. Pierderea de informație la capetele seriei prin mărirea numărului de medii mobile aplicate la aceeasi serie (Chorley și Kennedy, 1971)

Dintre dezavantajele metodei de ajustare a mediilor mobile reamintim:

i) la capetele sirului are loc o pierdere de informație, care este cu atât mai mare cu cât funcția de ajustare are mai mulți termeni; de asemenea, este cu atât mai mare cu cât se aplică mai multe medii mobile pe aceeași serie. În fig.6.10 se observă o scurtare a graficului tendinței cu până la 10 ani de o parte și de alta a seriei;

ii) se pot produce "inversări ale polarității", adică concavitățile curbei coincid cu vârfurile seriei reale și invers, astfel încât se poate crea o defazare a variației tendinței față de seria reală.

Cu toate aceste neajunsuri, metoda mediei mobile este larg folosită în ajustarea seriilor de timp, deseori, în complementarea tendințelor polinomiale.

Revenind la exemplul dinamicii patului albiei râului Moldova, seria reziduală Y_t este:

$$Y_{(iulie)} = 59{,}00 - 44{,}875 = 14{,}125$$

$$Y_{(august)} = 50{,}00 - 45{,}500 = 7{,}5$$

.....

Un segment din seria reziduală astfel obținută este dat în fig.6.9.

Tabel 6.4. Exemplu de calcul pentru media mobilă de 5 ani (Chorley și Kennedy,1971)

	Funcția de ajustare	Seria de timp	Seria ajustată
	0,2	P1 = 28	
	0,2	P2 = 23	
Valoarea	0,2	P3 = 21	23,6 *
centrală	0,2	P4 = 24	22
	0,2	P5 = 22	
		P6 = 20	
		P7 = 17	
		P8 = 18	
		P9 = 29	

*)$23{,}6 = (28 \cdot 0{,}2) + (23 \cdot 0{,}2) + (21 \cdot 0{,}2) + (24 \cdot 0{,}2) + (22 \cdot 0{,}2)$

sau

$$(28 + 23 + 21 + 24 + 22) / 5$$

Seria reziduală (Y_t) se obține prin eliminarea tendinței dată de media mobilă M_t astfel:

$$Y_t = X_t - M_t$$

Metoda Ballot-Benson

A fost utilizată de Dumitriu-Tătăranu și Popescu (1988) pentru analiza dendrocronologică a unui trunchi fosil de stejar. Metoda permite eliminarea fluctuațiilor cu caracter accidental prin însumarea algebrică a abaterilor succesive de la media seriei. Fie:

X_1.....X_n valorile succesive ale seriei de timp

$\overline{X}_t$ = media valorilor X_1.....X_n

e_1 .....e_n sunt abaterile pozitive sau negative ale fiecărei valori X_1.....X_n de la media $\overline{X}_t$, respectiv, $e_1 = X_1 - \overline{X}_t$; $e_2 = X_n - \overline{X}_t$

BCU IAȘI - CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

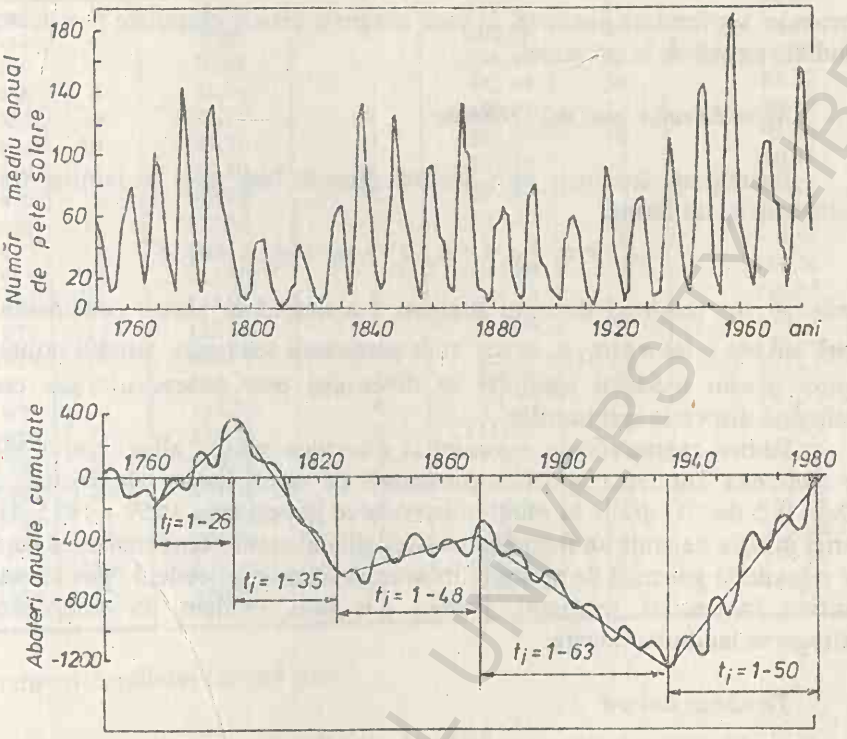


Fig.6.11. Variația numărului anual de pete solare în perioada 1740 - 1980 și curba ajustată cu ajutorul metodei Ballott - Benson (Dumitriu-Tătăranu și Popescu, 1988)

Sumele succesive cumulate

$$S_1 \ldots\ldots S_n \text{ , în care } S_1 = e_1;\ S_2 = e_1 + e_2;\ S_n = e_1 + e_2 \ldots + e_n$$

înlocuiesc valorile inițiale ale variabilei $X_1 \ldots\ldots X_n$. Reprezentarea lor în coordonate rectangulare conduce la o ajustare foarte sugestivă a seriei de timp analizate, în care abaterile accidentale tind să se șteargă prin compensare, în timp ce abaterile produse de o cauză durabilă se cumulează.

Pentru aprecierea posibilităților de analiză a unei serii de timp cu ajutorul acestei metode, se exemplifică, după Dumitriu-Tătăranu și Popescu (1988), variația în timp a numărului de pete solare ($X_1 \ldots\ldots X_n$) și a valorilor corespunzătoare ($S_1 \ldots\ldots S_n$) după aplicarea metodei Ballot - Benson. Se observă accentul pe care metoda îl pune pe evidențierea tendinței în secvențe diferite de timp (fig. 6.11). De exemplu, între 1760 și 1980 se detașează 5

BCU "LUCIAN BLAGA" CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

perioade secvențiale distincte, în care abaterile anuale cumulate pun accentul pe tendința negativă, în principal.

Metoda celor mai mici pătrate

Extragerea tendinței prin această metodă face apel la familia funcțiilor polinomiale, de forma:

$$X_t = a_0 + a \cdot t + a_2 \cdot t^2 + a_3 \cdot t^3 + \ldots\ldots + a_4 \cdot t^4$$

unde X_t = procesul de timp analizat, t = timpul în unități considerate (zile, luni, ani,etc.), iar $a_0, a_1, a_2 \ldots . a_n$ sunt parametrii tendinței. Gradul polinomului optim pentru modelul tendinței se determină prin procedeul "pas cu pas", estimând dispersia reziduurilor.

Pentru exemplificare, revenim la dinamica patului albiei râului Moldova în secțiunea Tupilați (fig.6.12), prezentată ca valori lunare ale poziției patului albiei față de "0" grafic al mirei hidrometrice în perioada 1959 - 1985. Graficul seriei inițiale ne arată un fenomen cu oscilații de amplitudine mai mică suprapuse pe o tendință generală de creștere. În această situație procedeul "pas cu pas" este potrivit în analiza tendinței. Primul pas este, evident, în determinarea și extragerea tendinței lineare.

Tendința liniară

Se determină cu ajutorul funcției de tipul $T = a + b \cdot t$. Dacă se utilizează un calculator de birou, calculele se pot face conform procedurii din tabelul 6.5. Evident, am reținut valorile anuale din șirul prezentat în tabelul 6.2, pentru a putea fi ușor urmăriți în desfășurarea calculelor. De asemenea, pentru simplificarea calculelor, timpul s-a înjumătățit, urmărindu-se a se ține cont de semnul algebric al timpului *t*.

Tabel 6.5. Calculul tendinței lineare a dinamicii patului albiei râului Moldova în secțiunea Tupilați (perioada 1959 - 1986, valori anuale)

Ani	Nr. ordine ani	Înălțimea patului albiei(seria de timp) Y	Calculul Timp t	tendinței $t \times Y$	liniare t^2	Tendința liniară $Y = 116,55 + 5,213\,t$
1959	1	44,50	-13	-578,50	169	48,78
1960	2	39,00	-12	-468,00	144	53,99
1961	3	38,80	-11	-426,80	121	59,21
1962	4	43,08	-10	-430,80	100	64,42

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

1963	5	36,92	-9	-332,28	81	69,63
1964	6	75,02	-8	-600,16	64	74,85
1965	7	70,92	-7	-496,44	49	80,06
1966	8	73,74	-6	-442,44	36	85,27
1967	9	98,17	-5	-490,85	25	90,48
1968	10	99,71	-4	-398,84	16	95,69
1969	11	112,50	-3	-337,50	9	100,91
1970	12	149,90	-2	-299,80	4	106,12
1971	13	128,60	-1	-128,60	1	111,34
1972	14	156,12	0	0	0	116,55
1973	15	143,80	1	143,80	1	121,76
1974	16	142,07	2	284,14	4	126,98
1975	17	133,16	3	399,48	9	132,19
1976	18	170,24	4	680,96	16	137,40
1977	19	169,24	5	846,20	25	142,61
1978	20	158,37	6	950,22	36	147,83
1979	21	158,75	7	1111,25	49	153,04
1980	22	139,25	8	1114,00	64	158,25
1981	23	131,33	9	1181,97	81	163,47
1982	24	160,92	10	1609,20	100	168,68
1983	25	174,16	11	1915,76	121	173,89
1984	26	147,83	12	1773,96	144	179,11
1985	27	150,75	13	1959,75	169	184,32

Parametrii tendinței lineare sunt:

$$a = \frac{\Sigma Y}{n} = \frac{3146,85}{27} = 116,55$$

$$b = \frac{\Sigma(t \cdot Y)}{\Sigma t^2} = \frac{8539,5}{1638} = 5,213$$

Facând calculele corespunzătoare, obținem valorile seriei interpolate (tendința liniară) ce se văd în coloana 7 a tabelului 6.5.

$$T_{1959} = 116,55 + 5,213 \cdot (-13) = 48,781$$

$$T_{1985} = 116,55 + 5,213 \cdot (+13) = 184,319$$

Utilizând un calculator de mare putere putem prelua seria de valori lineare (în total 366 valori) ce caracterizează dinamica patului albiei râului Moldova în secțiunea Tupilați. Programul utilizat permite determinarea tendinței lineare alături de informații privind analiza variantei. Evident, coeficienții de regresie ai tendinței lineare sunt diferiți de cei calculați mai sus, deoarece X_t reprezintă date lunare iar t reprezintă timpul în luni calendaristice. Deci:

$$a = 48,4869$$

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

$$b = 0{,}4102$$

rezultând următoarea relație:

$$T_t = 48{,}4869 + 0{,}4102 \cdot t$$

Pentru reprezentarea grafică este necesară calcularea primei și ultimei valori din serie:

$$T_{\text{ianuarie 1959}} = 48{,}4869 + 0{,}4102 \cdot 1 = 48{,}897$$

$$T_{\text{decembrie 1986}} = 48{,}4869 + 0{,}4102 \cdot 336 = 186{,}314$$

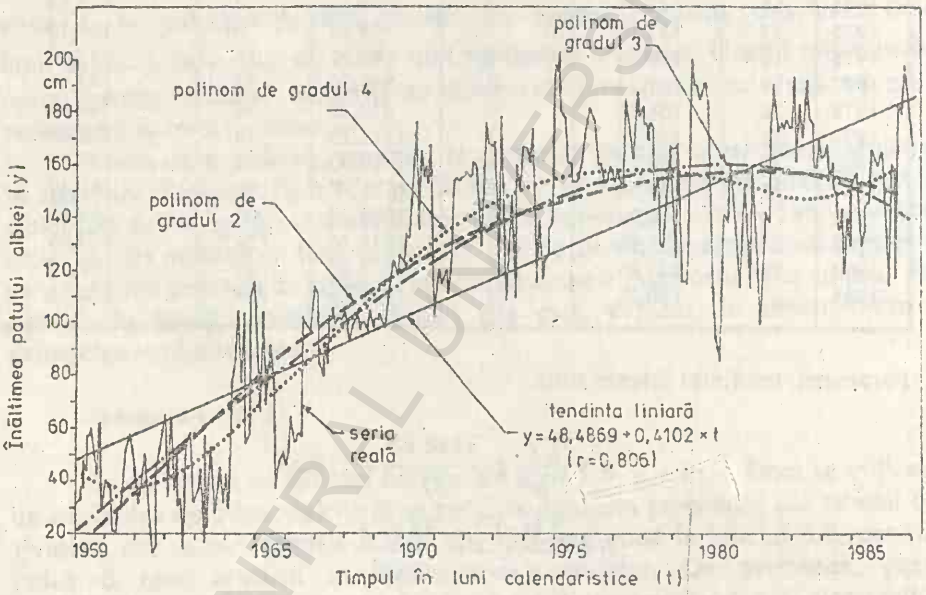


Fig.6.12. Dinamica patului albiei râului Moldova (secțiunea Tupilați) în perioada 1959 - 1986 și reprezentarea tendinței lineare și polinomiale de gradul 2, 3 și 4

Prin unirea celor două puncte, obținem dreapta de regresie care exprimă tendința centrală a variațiilor patului albiei râului Moldova (fig.6.12). Ilustrația arată că dinamica patului albiei râului Moldova se manifestă prin supraînălțarea accentuată pe o amplitudine de 2 *m*, în perioada 1959 - 1986, iar dreapta de regresie indică exact această tendință, susținută și de un coeficient de corelație de înaltă semnificație. Obținerea componentei reziduale (Y_t) se face și în acest caz prin diferența:

$$Y_t = X_t - T_t$$

adică

$$Y_{\text{ianuarie 1959}} = 31{,}0 - 48{,}897 = -17{,}897$$
$$Y_{\text{februarie}} = 32{,}0 - 49{,}307 = -17{,}307$$
$$Y_{\text{martie}} = 37{,}0 - 49{,}717 = -12{,}717$$

Componenta reziduală se reprezintă grafic și se urmărește amploarea abaterilor. Dacă acestea sunt mari, se determină tendința cu ajutorul unui polinom de grad superior. În cazul nostru, ținând cont de procedura pas cu pas, am apelat la un polinom de gradul 2.

Tendințele polinomiale

Sunt determinate cu ajutorul polinoamelor de gradul 2,3,4,....,*n*. De exemplu, polinomul de gradul 2 are forma:

$$X_t = a + b \cdot t + c \cdot t^2$$

Pentru obținerea parametrilor polinomului, calculele sunt mai numeroase, așa cum se constată și din tabelul 6.6. Am utilizat aceeași serie de timp, respectiv, datele anuale ale înălțimii patului albiei râului Moldova la Tupilați, iar parametrii polinomului de gradul 2 sunt:

$$a = \frac{\Sigma\left(t^4 \cdot Y\right) - \Sigma t^2 \cdot \Sigma\left(t^2 \cdot Y\right)}{n \cdot \Sigma t^4 - \left(\Sigma t^2\right)^2} = \frac{178542 \cdot 3146{,}85 - 1638 \cdot 167675{,}7}{27 \cdot 178542 - \left(1638\right)^2} =$$

$$= 134{,}35$$

$$b = \frac{\Sigma\left(t \cdot Y\right)}{\Sigma t^2} = \frac{8539{,}5}{1638} = 5{,}213$$

$$c = \frac{n \cdot \Sigma\left(t^2 \cdot Y\right) - \Sigma Y \cdot \Sigma t^2}{n \cdot \Sigma t^4 - \left(\Sigma t^2\right)^2} = \frac{27 \cdot 167675{,}7 - 3146{,}85 \cdot 1638}{27 \cdot 178542 - \left(1638\right)^2} = 0{,}293$$

Ecuația polinomului capătă forma:

$$X_t = 134{,}35 + 5{,}213 \cdot t - 0{,}293 \cdot t^2$$

Pe baza acestei ecuații au fost calculate valorile tendinței polinomiale din ultima coloană a tabelului 6.6. Extragerea tendinței polinomiale din seria inițială se face, de asemenea, prin diferența:

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Tabel 6.6. Calculul tendinței polinomiale în dinamica patului albiei râului Moldova în secțiunea Tupilați (1959-1986, valori anuale

Ani	Înălțimea patului albiei (seria de timp) Y	Calculul tendinței polinomiale					Tendința polinomială
		Timp t	$t \times Y$	t^2	t^4	$Y \times t^2$	$Y = 134,35 + 5,213 \times t - 0,293 \times t^2$
1959	44,50	-13	-578,50	169	28561	7520,5	17,064
1960	39,00	-12	-468,00	144	20736	5616,0	29,602
1961	38,80	-11	-426,80	121	14641	4694,8	41,554
1962	43,08	-10	-430,80	100	10000	4308,0	52,920
1963	36,92	-9	-332,28	81	6561	2990,5	63,700
1964	75,02	-8	-600,16	64	4096	4801,3	73,894
1965	70,92	-7	-496,44	49	2401	3475,1	83,502
1966	73,74	-6	-442,44	36	1296	2654,6	92,524
1967	98,17	-5	-490,85	25	625	2454,3	100,960
1968	99,71	-4	-398,84	16	256	1595,4	108,810
1969	112,50	-3	-337,50	9	81	1012,5	116,074
1970	149,90	-2	-299,80	4	16	599,6	122,752
1971	128,60	-1	-128,60	1	1	128,6	128,844
1972	156,12	0	-0,00	0	0	0	134,350
1973	143,80	1	143,80	1	1	143,8	139,270
1974	142,07	2	284,14	4	16	568,3	143,604
1975	133,16	3	399,48	9	81	1198,4	147,352
1976	170,24	4	680,96	16	256	2723,8	150,514
1977	169,24	5	846,20	25	625	4231,0	153,090
1978	158,37	6	950,22	36	1296	5701,3	155,081
1979	158,75	7	1111,25	49	2401	7778.8	156,484
1980	139,25	8	1114,00	64	4096	8912,0	157,302
1981	131,33	9	1181,97	81	6561	10638,0	157,534
1982	160,92	10	1609,20	100	10000	16092,0	157,181
1983	174,16	11	1915,76	121	14641	21073,0	156,240
1984	147,83	12	1773,96	144	20736	21288,0	154,714
1985	150,75	13	1959,75	169	28561	25477,0	152,602

$$X_{1959} = 44,50 - 17,064 = 27,436$$
$$X_{1985} = 150,75 - 90,046 = 60,704 .$$

Rezolvarea sistemelor de ecuații cu trei, patru sau mai multe necunoscute necesită un mare volum de operații de calcul și folosirea unui calculator electronic este salutară în aceste condiții. Iată, în continuare, tendințele polinomiale de gradul 2, 3, 4 obținute prin aplicarea unui program de regresie polinomială.

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

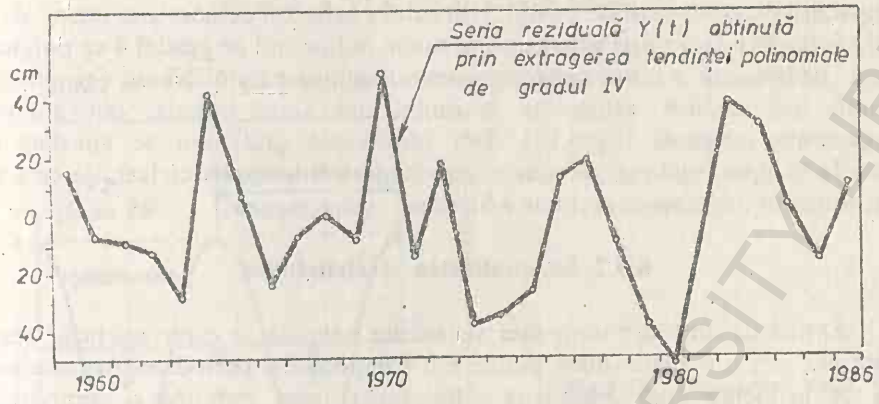


Fig.6.13. Înălțimea patului albiei râului Moldova (secțiunea Tupilați). Seria reziduală *Yt* obținută prin extragerea tendinței polinomiale de gradul IV.

Polinomul de gradul 2:

$$X_t = 10{,}541 + 1{,}084 \cdot t - 0{,}00199 \cdot t^2$$

$$(r = 0{,}875; \quad n = 336)$$

Polinomul de gradul 3:

$$X_t = 19{,}546 + 0{,}755 \cdot t + 0{,}000359 \cdot t^2 - 4{,}66 \cdot 10^{-6} \cdot t^3$$

$$(r = 0{,}878; \quad n = 336)$$

Polinomul de gradul 4:

$$X_t = 44{,}509 - 0{,}696 \cdot t + 0{,}0198 \cdot t^2 - 9{,}44 \cdot 10^{-5} \cdot t^3 + 1{,}33 \cdot 10^{-7} \cdot t^4 -$$
$$- 4{,}42 \cdot 10^{-10} \cdot t^5$$

$$(r = 0{,}893; \quad n = 336)$$

Polinomul de gradul 5:

$$X_t = 52{,}368 - 1{,}382 \cdot t + 0{,}0339 \cdot t^2 - 2{,}06 \cdot 10^{-4} \cdot t^3 + 5{,}05 \cdot 10^{-7} \cdot t^4 -$$
$$- 4{,}42 \cdot 10^{-10} \cdot t^5$$

$$(r = 0{,}894; \quad n = 336)$$

Atât reprezentarea grafică (fig.6.12), cât și valoarea coeficientului de corelație ne arată că ajustarea seriei inițiale este din ce în ce mai bună pe măsura creșterii gradului polinomului. Dar, la un anumit nivel, această ajustare nu se mai

BCU ASTI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

îmbunătățește în mod semnificativ (de exemplu, polinomul de gradul 4, comparativ cu polinomul de gradul 5, al cărui coeficient de corelație crește de la 0,893 la 0,894). În această situație considerăm polinomul de gradul 4 ca polinom optim de ajustare a seriei datelor privind dinamica patului albiei. Cu ajutorul acestuia s-a realizat extragerea tendinței din seria inițială, obținându-se componenta reziduală (fig.6.13). Din observarea graficului se constată că abaterile în lipsa tendinței, conțin o importantă componentă ciclică, de care ne vom ocupa în următoarea secțiune a lucrării.

6.3.2. Sezonalitatea și ciclicitatea

Seriile de timp din domeniul sistemelor naturale se caracterizează, unele dintre ele, printr-o foarte mare pondere a componentei periodice. Aceasta este dată de influența unor fenomene astronomice, care imprimă o comportare periodică orară, diurnă, lunară, anuală, multianuală multor procese ce au loc la suprafața Pământului.

Problema particulară este că nu toate procesele răspund în mod asemănător la imprimarea comportării periodice, iar prin complicațiile date de numeroși factori implicați poate exista o desincronizare a fazelor. Este, de aceea, important de cunoscut în cadrul seriilor de timp, ce pondere are această componentă și care este poziția în timp. Determinarea ei se realizează plecând de la seria reziduală obținută prin diferența $X_t - T = Y_t$, deci prin extragerea tendinței. Există mai multe metode care permit această realizare: a) metoda Whittaker - Robinson care se bazează pe estimația dispersiei reziduurilor; b) metoda periodogramei Schuster care se bazează pe calcularea frecvenței puterii medii a fiecărei armonici. Armonicele sunt, de fapt, serii de timp Fourier, adică funcții trigonometrice alternative de $\sin \omega t$ și $\cos \omega t$. O undă armonică se caracterizează prin (fig. 6.14):

i) amplitudinea, A, care în acest caz este egală cu unitatea;

ii) frecvența sau numărul de unde , k , care în acest caz este egală cu 2, în intervalul de bază , $\theta_n = 2\pi$;

iii) lungimea de undă sau perioada, care pentru exemplul dat este de 2 π;

iv) unghiul de fază , φ_k ,împărțit la frecvența, k , definește "schimbarea fazei" și măsoară distanța la care se află prima creastă de pe ordonată. În fig. 6.14 această distanță este $\frac{\pi}{6}$, adică $\frac{\varphi_k}{k} = \frac{\frac{\pi}{3}}{2} = \frac{\pi}{6}$.

Modelul componentei periodice are următoarea formă:

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^{n}\left(A_i \cos \omega_i \cdot t + B_i \sin \omega_i \cdot t\right)$$

unde $\omega_i = \frac{2\pi_i}{N}$ (N = numărul total de informații; i = 1, 2, 3,...n).

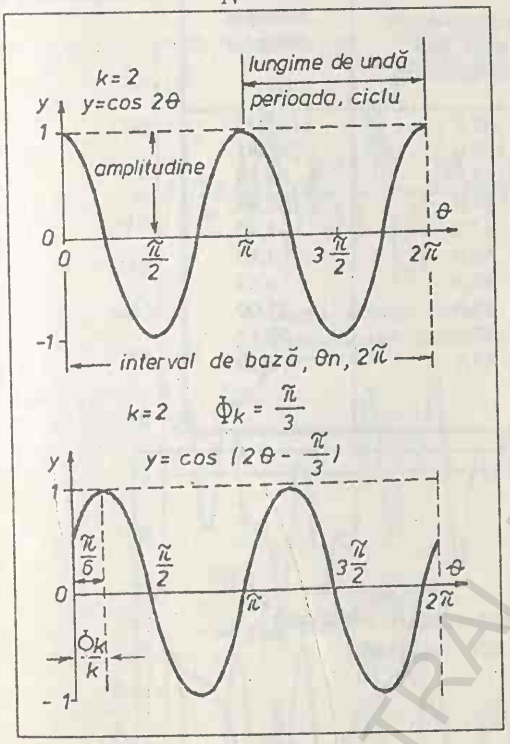


Fig.6.14. Descrierea unei unde armonice.

Soluționarea modelului se poate realiza cu ajutorul programelor din biblioteca STATLIB sau Microsoftul Excel. Altminteri este nevoie de un mare volum de calcule, cu mare consum de timp. Produsul obținut prin derularea programului Schuster este cel dat în tabelul 6.7 și se numește "periodograma Schuster". Semnificația datelor prinse în tabel este următoarea: F = numărul perioadei (lungimii de undă) pentru care se determină amplitudinea; *Sch* = valoarea Schuster sau amplitudinea fiecărei armonici. Reprezentarea grafică a acestor date se realizează, aranjând pe ordonată puterea medie a armonicilor dată de valoarea Schuster, iar pe abscisă numărul perioadei sau lungimii de undă. Aplicat la dinamica patului albiei râului Moldova (secțiunea Tupilați), calculul periodogramei Schuster scoate în evidență dominarea unor oscilații cu următoarele lungimi de undă (fig. 6.15):

- 28 de ani, care este componenta ciclică cu cea mai mare frecvență;

BCU CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

- 14 ani, 9 ani și 7 ani, cicluri cu frecvențe importante;

Tabel 6.7. Extras din periodograma Schuster privind dinamica patului albiei râului Moldova la Tupilați

F (numărul perioadei sau a lungimii de undă)	*T* (lungimea de undă, luni calendaristice)	Valoarea Schuster (*Sch*)
1	336,0	1421,45
2	168,0	262,81
3	112,0	88,54
4	84,0	123,61
5	67,2	5,92
6	56,0	4,19
7	48,0	6,63
8	42,0	34,00
9	37,3	99,12
10	33,6	6,10
.	.	.
.	.	.

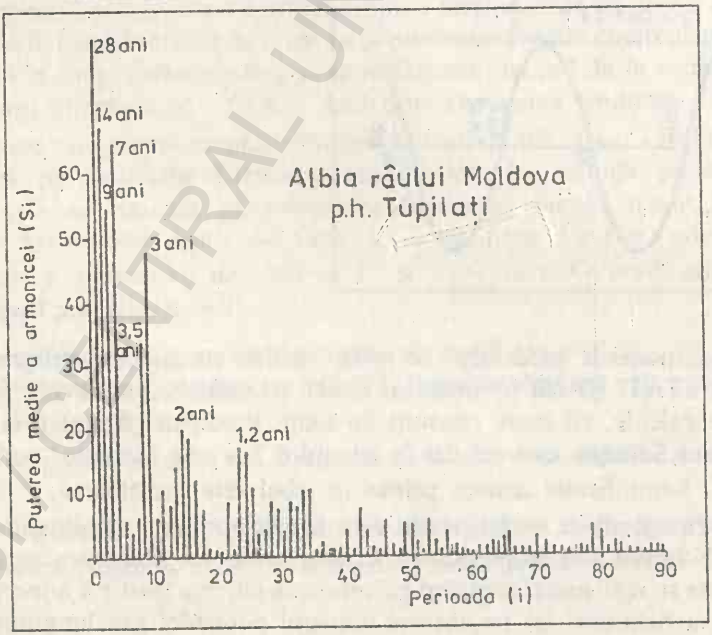


Fig.6.15. Spectrele de amplitudine a evoluției patului albiei râului Moldova (secțiunea Tupilați) (Rădoane și Ichim, 1991).

- 3 ani, 2 ani, cicluri de mai redusă pondere în explicarea seriei inițiale.

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Suma tuturor armonicilor cu frecvență importantă formează *componenta ciclică*. Aceasta poate fi extrasă din seria reziduală (Y_t) rămasă după eliminarea tendinței, astfel: $Y_t - P = A$, unde A este componenta aleatoare (sau reziduu), realizând astfel disocierea seriei inițiale de timp în cele trei componente de bază.

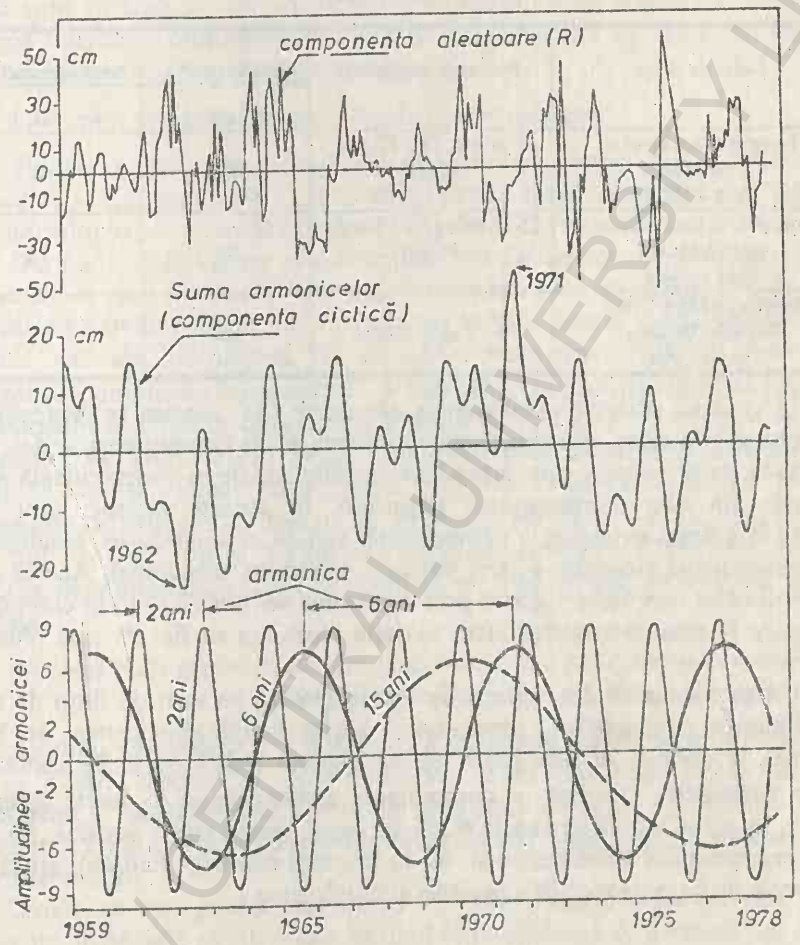


Fig.6.16. Componenta aleatoare, componenta ciclică și principalele unde armonice identificate pentru seria de timp reprezentată de înălțimea patului albiei r. Moldova.

Revenind la exemplul dinamicii patului albiei râului Moldova, în secțiunea Tupilați, componenta ciclică însumează armonicele de maximă frecvență, capătând forma dată în fig. 6.16. Se observă că activitatea maximă de

BCU MSU / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

multe armonici de perioadă diferite ajung să fie "în fază", adică coincid maximele sau minimele. O astfel de sincronizare a armonicilor s-a produs în 1962, 1971, 1984.

Tabel 6.8. Date privind ponderea componentelor seriilor de timp hidroclimatice (Haidu,1986)

Seria de timp	Perioada armonicii	Ponderea (%) componentelor	
		$(T+P)$	(A)
Temperatura aerului Baia Mare 1871 - 1984	5 -6 ani; 11 - 12 ani; 42 ani	92	8
Precipitații atmosferice Ocna Șugatag 1981 - 1984	5 -7 ani; 13 - 14 ani; 35 ani	86	14
Debite lichide, Crișu Repede, Oradea 1931 - 1984	5 - 7 ani; 13 ani	88	12

În ceea ce privește *componenta aleatoare* (*A*), aceasta se reprezintă, de asemenea grafic și se cercetează atât ponderea ei în compunerea seriei, cât și observarea dacă variația este într-adevăr întâmplătoare și independentă sau se manifestă din nou o comportare periodică. În această situație, unii autori recomandă a doua extragere a componentei ciclice, obținându-se, bineînțeles, a doua componentă aleatoare a cărei pondere se reduce substanțial. Acesta este și obiectivul celor care fac prognoze prin disocierea seriilor de timp în componente sistematice și aleatoare, astfel încât variația aleatoare să fie cât mai redusă ca pondere.

Un asemenea studiu realizat de Haidu (1986) pe serii de timp de natură hidroclimatică (temperaturi, precipitații, debite lichide)din partea de NV a României, a condus la următorul tablou general (tabel 6.8). Se constată că variația sistematică (tendința + componenta ciclică) deține o foarte însemnată pondere în seria inițială (până la 92% în cazul temperaturii aerului ,86 % în cadrul precipitațiilor atmosferice și 88 % în cazul debitelor lichide), astfel încât prognozele pe baza extrapolării acesteia sunt eficiente.

6.4. Aplicații.

6.4.1. Analiza seriilor de timp în studiul sistemului în cascadă: precipitații-scurgere-transfer de aluviuni în bazinul râului Trotuș

Bazați atât pe experiența proprie (Rădoane, 1984: Ichim, Rădoane, 1985; Rădoane *et al,* 1988), dar mai ales prin progresele realizate în țara noastră privind tehnica de cercetare a seriilor de timp (Driga și Anghel, 1979; Gâștescu și

Driga, 1981; 1983; Soran *et al*, 1981; Haidu și Farcaș, 1986; Dumitrescu *et al*, 1986; Dumitriu-Tătăranu și Popescu, 1988; Mareș *et al*, 1983), am aplicat această metodologie pentru cercetarea seriilor de valori privind precipitațiile, scurgerea lichidă și tranzitul de aluviuni în mai multe puncte în bazinul râului Trotus. Argumentele care ne-au condus la optarea pentru un asemenea tip de analiză sunt în legătură cu: a) definirea conceptului de sistem în cascadă; b) definirea bazinului hidrografic ca unitate fundamentală de relief; c) definirea scării de timp pentru care se realizează analiza.

Conceptul de sistem în cascadă sau sistem curgător

Tipologia sistemelor pentru domeniul științelor Pământului a fost realizată de Chorley și Kennedy (1971) și Strahler(1980). Reamintim, deci, că sistemele sunt: morfologice, în cascadă (curgător) și proces-răspuns.

Din punctul de vedere al subiectului abordat de noi, interesează sistemele în cascadă, în care parametrii cercetați (precipitații, *Pp*, scurgere lichidă, *Q*, și tranzitul de aluviuni *R*) se includ cascadei hidrologice și a sedimentelor. Prin definiție, cascada hidrologică, de exemplu, presupune urmărirea unor relații deosebit de complicate între intrare → regulator, stocare, transfer → ieșire. Nu ne propunem o detaliere de asemenea manieră. Mai mult, fiecare parametru îl considerăm de tipul "cutiei negre", reținând doar informația în legătură cu variația în timp și efectul intrare-ieșire înregistrat la nivelul statisticilor seriilor: precipitații → scurgere → tranzit de aluviuni (*Pp* → *Q* → *R*). Caracterizarea celor trei variabile, cât și a structurii relațiilor canonice dintre ele presupune definirea, în continuare, a scării de spațiu și de timp funcție de care trebuie să fie abordată.

Bazinul hidrografic ca unitate fundamentală a reliefului în sistemul geomorfologic fluvial

Bazinul hidrografic a fost definit ca un sistem unitar ai cărui parametri se află în relații funcționale. Sistemul este astfel organizat, încât parametrii componenți se ajustează unul funcție de altul pentru a asigura transferul de apă și sediment în lungul versanților ori al albiilor de râu și pentru a menține o condiție de cvasiechilibru.

Poate că nici o altă secțiune a suprafeței Pământului nu este atât de sistematic organizată așa cum este bazinul hidrografic. A fost identificat un mare număr de corelații, indiferent de mediul fizico-geografic în care se află bazinul respectiv. Mai mult decât atât, variabilele care caracterizează mărimea bazinului hidrografic controlează aproape toate procesele de natură geomorfologică, hidrologică și chiar unele climatice care au loc în aria sa. Din acest motiv, Anderson (1957) a numit mărimea suprafeței bazinului hidrografic drept "variabila diavolului". Relațiile între suprafața bazinului și diferite variabile ce caracterizează procese din interiorul bazinului sunt de tipul funcției de putere (*Y*

$= a \cdot X^b$). Aceasta dovedește că răspunsul în comportarea variabilelor este puternic nelinear. Coeficienții de corelație, cu puține excepții, sunt mai mari de 0,7, ceea ce arată un foarte înalt nivel de semnificație a legăturilor dintre suprafața bazinului hidrografic și fiecare dintre variabile (Ichim, 1988).

Toate aceste considerații sunt argumentate în sprijinul motivării cercetărilor privind cascada proceselor $Pp \rightarrow Q \rightarrow R$ în cadrul unei unități geomorfologice cum este bazinul hidrografic Trotuș. Acest bazin drenează o suprafață de 4370 km², are un substrat litologic compus din roci rezistente la eroziune în proporție de 58% și din roci slab rezistente la eroziune în proporție de 42%, o rețea hidrografică de ordinul VIII (în sistem Strahler), este echipat cu o rețea deasă de posturi hidrometeorologice, toate acestea permițând o analiză de anvergura celei pe care ne-am propus-o.

"Timp lung" și "timp scurt" în analiza cascadei $Pp \rightarrow Q \rightarrow R$

În geomorfologie există o amplă preocupare asupra definirii conceptului de timp. Nu ne propunem să reamintim aici discuțiile în legătură cu acest subiect. Arătăm doar că analiza cascadei pe care am considerat-o are loc în limitele *timpului contemporan* sau timpul experienței umane, că lungimea înregistrărilor este de 30-60 ani, dar că unele observații pe timp lung ale seriilor pot fi abordate prin extrapolarea celor din arealele învecinate. Plecând de la premisa că realitatea își schimbă caracterul conform scării de timp în care este abordată, analiza cascadei $Pp \rightarrow Q \rightarrow R$ poate fi studiată din perspectiva a două perioade de timp:

i) "timp lung" (care, prin definiție, înseamnă o perioadă de mai mulți ani):

ii)"timp scurt" (de exemplu, variația zilnică a parametrilor în timpul unui an hidrologic);

Pentru analiza ce ne-am propus-o am considerat prima posibilitate, respectiv, de 38 de ani la nivelul valorilor lunare.

Fondul de date

Au fost utilizate valorile medii lunare ale precipitațiilor, scurgerii lichide și scurgerii solide în suspensie la 38 puncte de măsurare în bazinul hidrografic Trotuș, cu perioadă de înregistrare 1950-1987. Seriile de valori privind precipitațiile au fost preluate de la 14 posturi pluviometrice repartizate în mod egal în aria carpatică și subcarpatică a bazinului. În 6 din aceste posturi, perioada de înregistrare a fost de 55 ani (1929 - 1987). În cazul existenței unor "goluri" (care de regulă, au fost de maximum 2 ani) în datele seriilor de timp s-a făcut completarea șirurilor prin metoda regresiei simple:

$$Pe = a + b \times Pr$$

unde *Pe* reprezintă valoarea cantităților medii lunare extrapolate, iar *Pr* valoarea cantităților medii lunare în funcție de care s-a făcut extrapolarea. Coeficienții de corelație au oscilat între 0,85 - 0,95, ajungând uneori la 0,99.

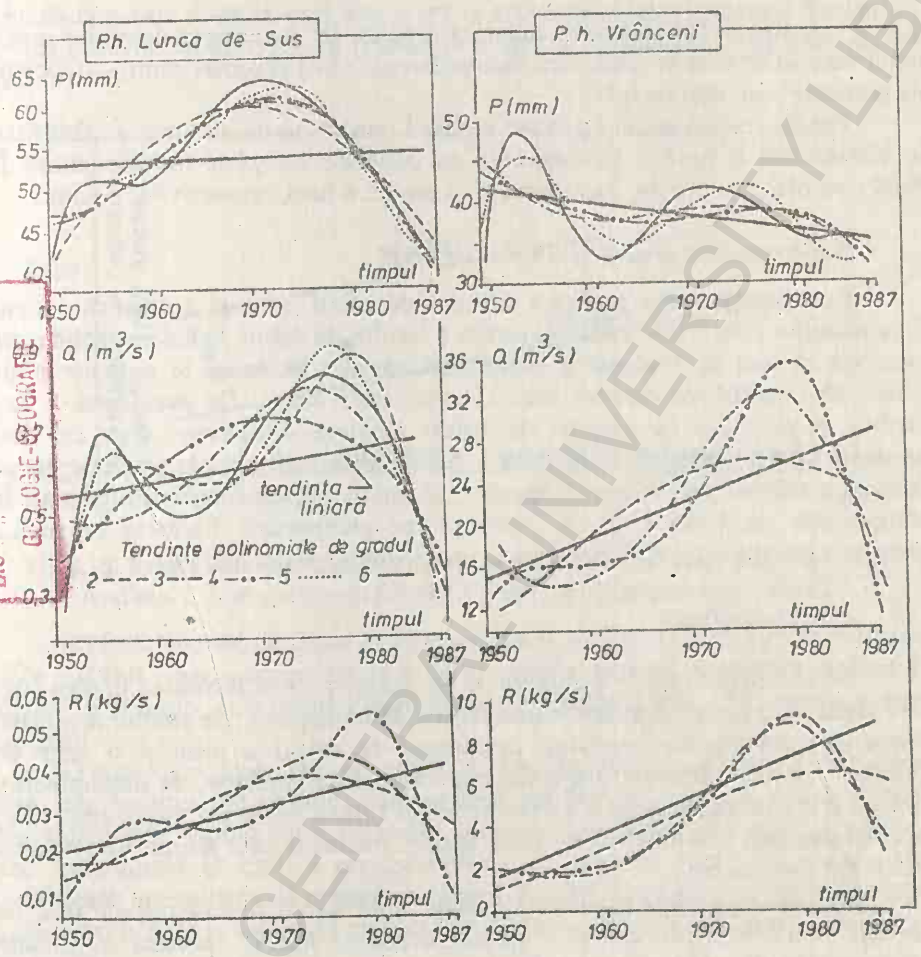


Fig.6.17. Tendința în timp lung a precipitațiilor, scurgerii lichide și solide pentru puncte extreme ale bazinului r.Trotus (Rădoane *et al.*, 1988)

Pentru obținerea seriilor de valori privind scurgerea lichidă au fost considerate 16 secțiuni de măsurare. Perioadele fără măsurători au fost completate, de asemenea, prin interpolarea a două posturi hidrometrice care controlează bazine aproximativ asemănătoare din punct de vedere fizico-

geografic. Metoda constă în determinarea regresiei simple pentru date transformate (logaritmate în baza 10) și modelul astfel obținut de tipul:

$$\log Qe = a + b \times \log Qr$$

(Qe = valoarea debitului mediu lunar extrapolat. Qr = valoarea debitului mediu lunar funcție de care se realizează extrapolarea), a fost acceptat pentru coeficienți de corelație mai mari de 0,80.

Pentru studiul seriilor privind regimul tranzitului de aluviuni au fost luate în considerare 8 posturi hidrometrice cu perioade complete de măsurători. În final s-au obținut serii de timp discrete cu pas de o lună, respectiv, 456 valori.

Reprezentarea grafică a seriilor de timp

Prin reprezentarea grafică a sirurilor de valori în scară aritmetică a seriei precipitațiilor și în scară semilogaritmică a seriilor de debite lichide și solide, am observat că iese în evidență o importantă variație sezonieră și o foarte puțin sesizabilă tendință de creștere spre sfârșitul intervalului. De asemenea, a fost vizibilă o alternare de grupuri de valori maxime și minime, ceea ce arată existența unei periodicități multianuale. Aceste observații vizuale ne-au permis să definim următorii pași în analiza datelor, si anume: disocierea seriilor inițiale în componente de bază T, P, R , observarea comportării fiecăreia în spațiul geografic considerat, cât și ponderea în compunerea seriei inițiale.

Analiza tendinței

S-au utilizat funcțiile polinomiale de gradul 1 - 6 și ilustrarea grafică (fig. 6.17) redă sugestiv principalele caracteristici deterministice ale seriilor analizate. Alături de coeficienții trendului, programul de calcul a furnizat o serie de indicatori statistici (media, dispersia, coeficientul de corelație, de determinare), precum și o analiză statistică a variantei (testul Fisher, suma pătratelor abaterilor, eroarea standard a estimării). Pe baza acestor elemente, am reținut următoarele observații mai generale:

i) *Există o pondere redusă a tendinței în formarea seriilor inițiale* studiate de noi, coeficientul de corelație rareori depășește 0,2 și aceasta în situația polinoamelor de grad superior. Participarea tendinței este mai importantă în compunerea seriilor de scurgere lichidă și solidă, decât în cea a precipitațiilor.

ii) Comportarea tendinței precipitațiilor funcție de unitatea fizico-geografică a bazinului se manifestă printr-o *creștere în timp a precipitațiilor în aria montană și o descreștere în cea subcarpatică.*

iii) În cazul scurgerii lichide și a tranzitului de aluviuni, *tendința de creștere este generală pe tot arealul bazinului Trotuș.* Există chiar o relație directă între mărimea suprafeței bazinului hidrografic amonte de postul

hidrometric și gradul de înclinare a dreptei de regresie (fig.6.18), ceea ce dovedește că *intensitatea variației în timp a scurgerii lichide și solide* este supusă controlului mărimii bazinului. Efectul de control al mărimii bazinului se exercită la nivele diferite: este mai mare în aria subcarpatică (bazinul Tazlăului) și mai coborâtă în aria flișului (cursul principal al Trotușului și afluenții săi pe dreapta).

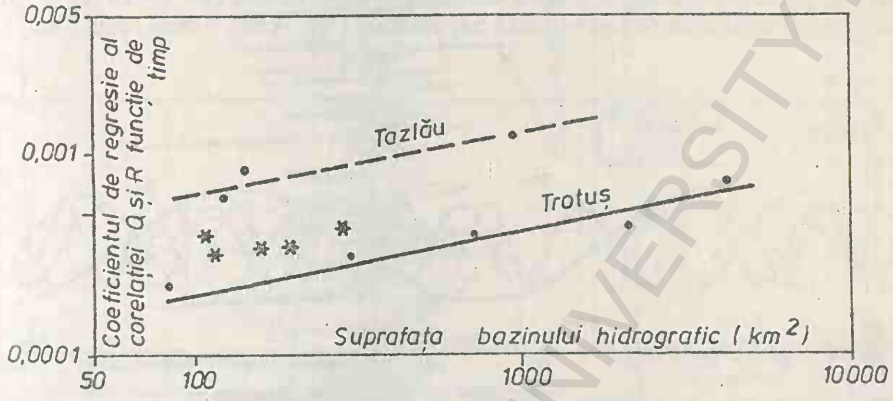


Fig.6.18. Relații între suprafața bazinului hidrografic și coeficientul de regresie a tendintei liniare a scurgerii lichide(.) și solide(*)(Rădoane *et al.*, 1988)

iv) Polinoamele de grade superioare pun în evidență un maxim în perioada 1970 - 1980, foarte accentuat la nivelul seriilor privind scurgerea lichidă și solidă. În schimb, la nivelul precipitațiilor, maximum din 1955 este cel mai pregnant.

O concluzie generală care rezultă din analiza tendinței este că: într-un areal cum este bazinul hidrografic, comportarea seriilor de timp de natură fizico-geografică este supusă unor influențe distincte: *orografia* controlează mărirea (sau micșorarea) în timp a precipitațiilor, iar *mărimea bazinului hidrografic* controlează intensitatea de creștere în timp și amplitudinea oscilațiilor de variație a scurgerii lichide și solide, la care se adaugă într-o măsură mai mică și litologia bazinului.

Analiza componentei periodice

Pe baza frecvențelor obținute din periodogramele Schuster au fost determinate componentele ciclice cu perioadele T_i . Din observarea acestora reținem următoarele:

i) Relativ la seria de timp a precipitațiilor se distinge, pe ansamblu, dominanța a două armonici, de 38 ani și de 12 - 13 ani (fig.6.19). Ponderea armonicilor mai mari de 1 an este de 10 - 12%, mai mare fiind la Adjud, Valea

Rea, Tazlău, Ghimeș, Lunca de Sus. Cea mai însemnată pondere, evident, are armonica sezonală de 12 luni (60 - 76%), dar și armonicile anotimpuale de 6 luni dețin, din total, o pondere de 10 - 14%.

ii) Relativ la seriile scurgerii lichide și a tranzitului de aluviuni se distinge dominanța a 6 cicluri/perioade, după cum urmează: de 38 ani, de 19 ani, 12-13 ani, 1 an, 6 luni și 4 luni (fig.6.19). Ciclul de 38 de ani are o pondere, în general, de 10%, mai mare pentru râurile Trotuș și Tazlău (de 18-19%) și mai mică pentru secțiunile ce controlează bazine mici (Uz, Asău, Slănic, sub 7%).

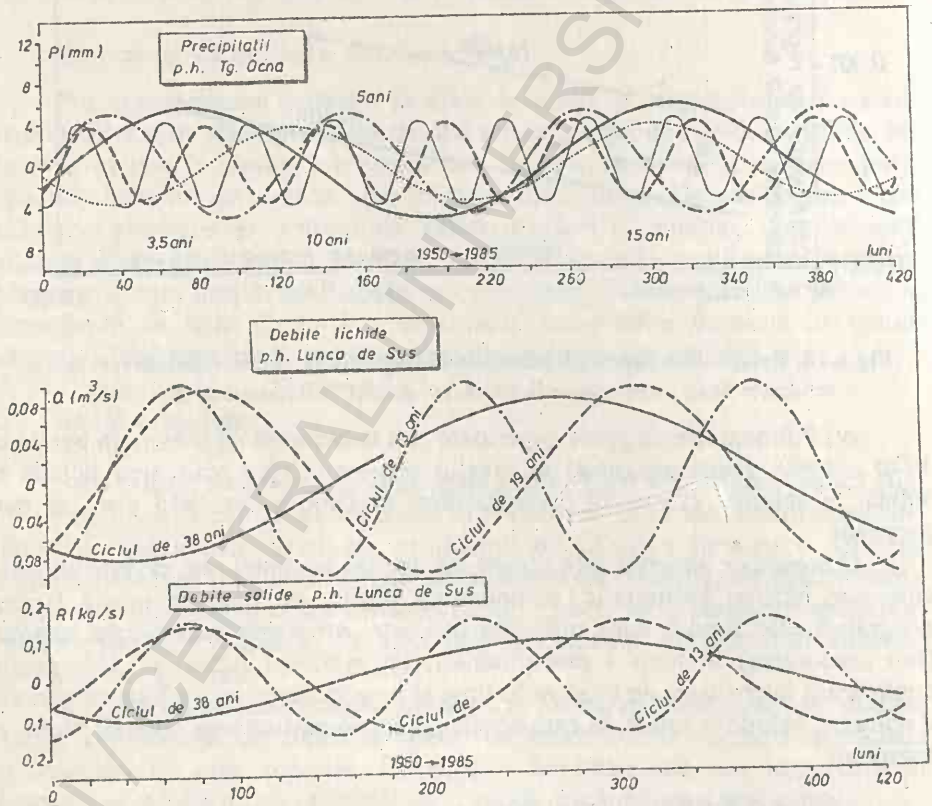


Fig.6.19. Componente ciclice anuale și anotimpuale privind seriile *P*, *Q*, *R* în punctele extreme ale bazinului Trotuș (Rădoane *et al.*, 1988)

Ciclul de 38 ani este evident cu maximum în perioada 1970 - 1980. Acest ciclu a coincis, în trecut, cu maximum din anii 1940 și în viitor, probabil, se va realiza în anii 2010 - 2015.

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

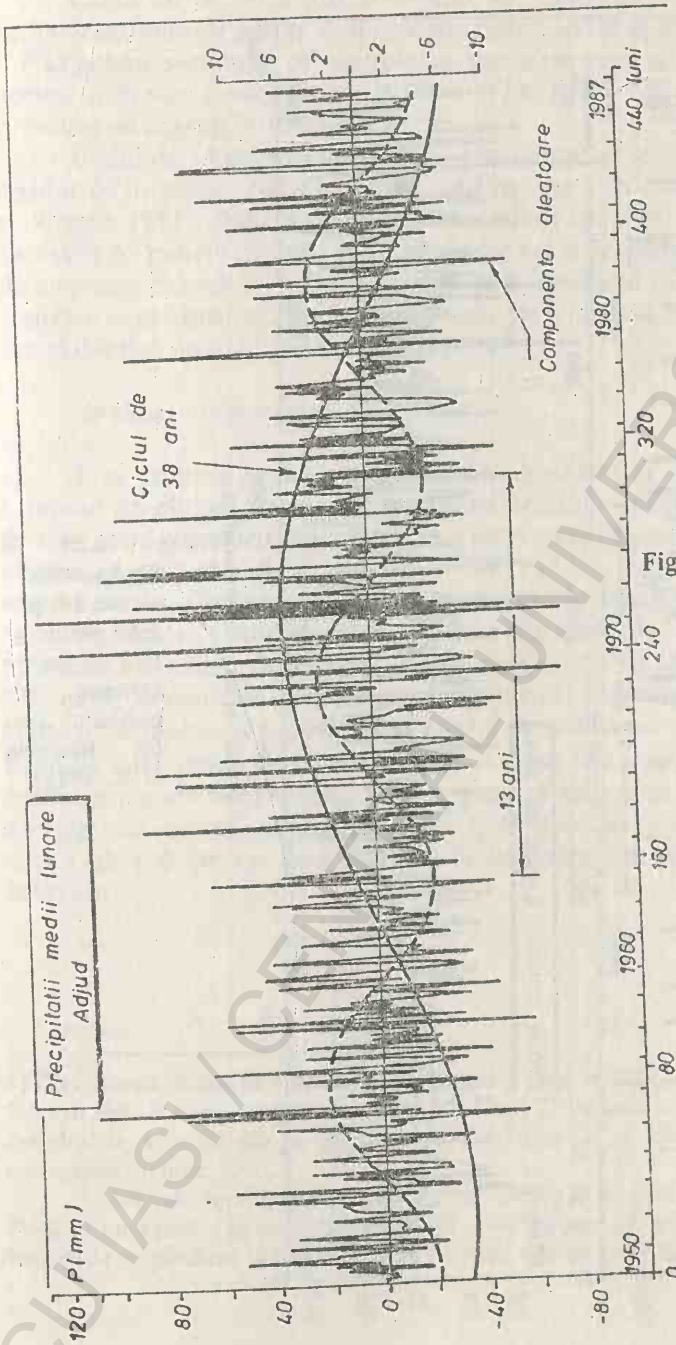


Fig. 6.20 a. Componenta aleatoare privind seria *P* în puncte extreme ale bazinului Trotuș (Rădoane *et al.*, 1988)

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

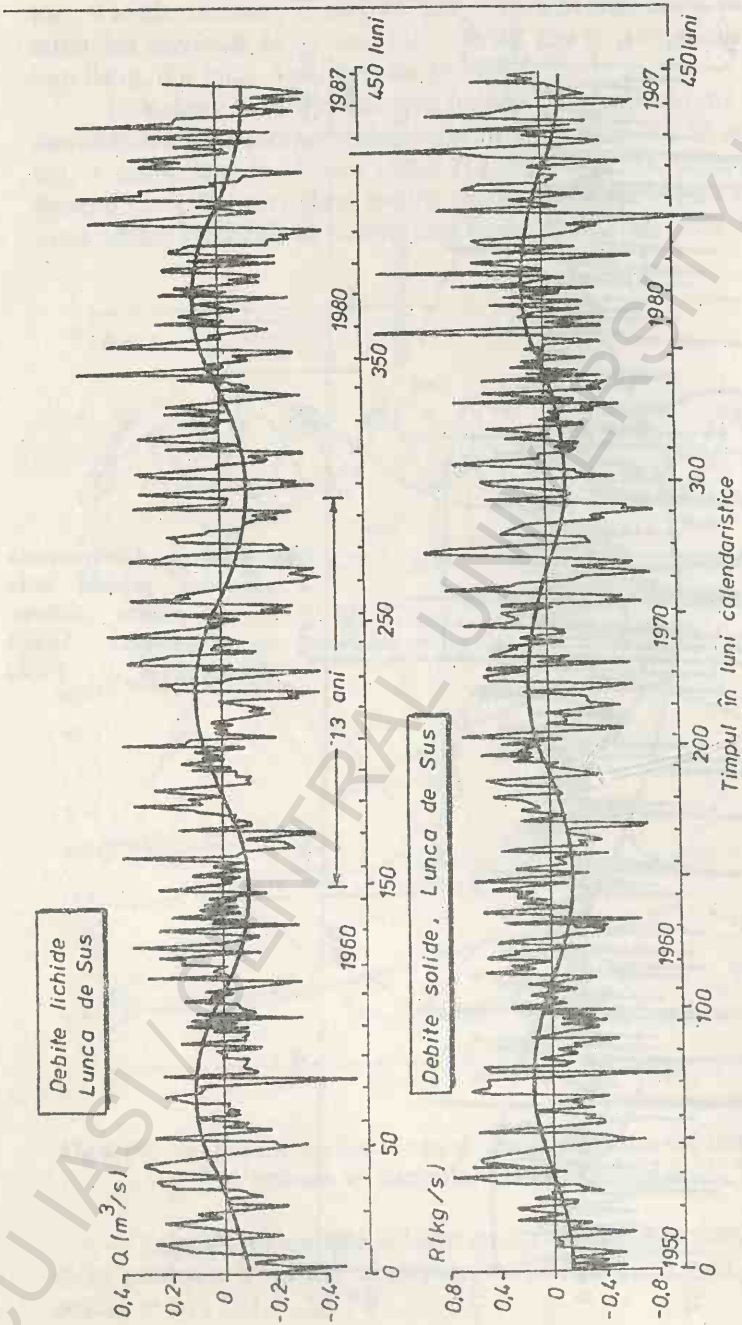


Fig. 6.20 b Componente aleatorii privind seriile *Q* și *R* în puncte extreme ale bazinului Trotuș (Rădoane *et al.*, 1988)

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Ciclul de 19 ani a fost evidențiat, de asemenea, în mod general pentru seriile tranzitului de apă și sediment din bazinul Trotuș, cu pondere mai mare (5 - 7%) pentru secțiunile ce controlează suprafețe mari ale bazinului. Maximele acestui ciclu s-au produs în anii 1955 - 1957 și 1975 - 1976, iar în viitor se poate prevedea un maxim în 1990-1995.

Ciclul de 13 ani este următorul a cărui participare este însemnată în cadrul seriilor de timp analizate (7 - 10%). Anii în care s-au realizat maximele acestui ciclu sunt: 1955, 1968-79, 1980-82, iar în viitor anii 1991 - 1994, când probabil va exista o "punere în fază" în ciclul de 19 ani și ne putem aștepta la fenomene de amploare deosebită *. De asemenea, este interesant de urmărit perioadele de realizare a minimelor ciclului de 13 ani, care coincid cu perioadele de mare secetă din țara noastră: 1946; 1961-62; 1987.

Analiza componentei aleatoare

Prin eliminarea din seria inițială a tendinței și componentei periodice compuse am obținut o variație datorată perturbațiilor întâmplătoare care, în cazul de față, dețin o pondere însemnată. Din reprezentarea grafică (fig. 6.20 a și b) se observă că persistă încă unele faze de creștere si descreștere, ceea ce îndreptățește părerea că nu au fost eliminate toate componentele deterministice.

Ponderea variației nesistematice este mai mare (30 - 34%) pentru seriile de precipitații și tranzit de aluviuni, decât pentru seria de debit lichid (25 - 29%). Mai mult, se constată că ponderea componentei aleatoare se reduce pe măsura creșterii bazinului hidrografic, deci efectul factorilor perturbatori se diminuează. Relațiile între seriile de timp $Pp \rightarrow Q \rightarrow R$ au fost marcate, utilizând matricea coeficienților de determinare. S-a constatat că seria precipitațiilor (Pp) exercită un "efect de control" asupra seriilor de Q și R de 30 % în bazinele cu suprafață mică (sub 100 km²) și doar de 6 - 8 % la ieșirea din bazinul Trotușului (Sb > 4000 km²).

*) Previziunea bazată pe analiza seriilor de timp până în 1987 s-a adeverit. În lunile mai, dar mai ales, în iulie - august ale anului 1991 s-au înregistrat în bazinul Trotușului viituri catastrofale, care au dus la cedarea barajului Belci de pe afluentul Tazlău, provocând numeroase victime.

În schimb, seria tranzitului de aluviuni depinde de Q în proporție de 60%, iar de Pp și Q împreună , în proporție de 92 %, ceea ce este un argument foarte bun pentru realizările de predicții în transportul de aluviuni într-un areal dat.

BCU CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

6.4.2. Tendințe actuale în dinamica patului albiilor de râu din Carpații Orientali

Aplicația are în vedere cunoașterea tendințelor de evoluție în plan vertical a albiilor de râu din Carpații Orientali pe baza folosirii analizei seriilor de timp. Din considerente privind aprecierea continuității de evoluție în profil longitudinal a unor râuri, spre est, aria de investigație a cuprins, de asemenea, o mare parte a Subcarpaților și Piemontului pericarpatic, iar spre vest, în cazul Someșului, până în Câmpia de Vest.

Fondul de date este reprezentat de măsurătorile asupra adâncimii maxime a râurilor în peste 70 de secțiuni transversale realizate de Regia Autonomă "Apele Române". Pentru fiecare măsurătoare, înălțimea patului albiei a fost considerată de noi ca fiind poziția talvegului față de "0" grafic al mirei hidrologice. Din valoarea nivelului (în cm) s-a scăzut valoarea adâncimii maxime (în cm), diferența reprezentând *înălțimea patului albiei*. S-au prelucrat date de măsurători din 73 de secțiuni de râu pe o perioadă cuprinsă între 11 - 35 ani. Pentru fiecare caz s-a realizat reprezentarea grafică în maniera prezentată în fig. 6.21, pentru a facilita evaluarea comportării fenomenului în timp și a aplica unele tehnici de analiză statistică a seriilor de timp, iar, în final, pentru o mai bună comparație a tendințelor în secțiunile studiate. Rezultatele sunt expuse pe larg într-o lucrare distinctă (Rădoane *et al.*, 1991).

Tendința lineară

Tendința lineară a oscilațiilor verticale ale patului albiei a fost evaluată cu ajutorul unei funcții de tipul $Y = a + b\,X$, unde Y= înălțimea patului albiei față de "0" grafic al mirei hidrologice, iar X = timpul în luni calendaristice. Se cunoaște din interpretarea coeficienților ecuației de regresie că panta dreptei de corelație este dată de coeficientul b. Pe baza valorii acestuia am definit: *tendința de degradare*, exprimată de valorile negative ale coeficientului de regresie, *tendința de agradare* prin valori pozitive, iar o anume *stabilitate* prin valori ale coeficientului foarte aproape de "0". În consecință, am înregistrat procesul geomorfologic dominant în fiecare secțiune de albie minoră (degradare, agradare, stabilitate).

Aceleași valori ale coeficientului b, prelucrate sub forma repartiției de frecvențe, ne-au permis să constatăm că *degradarea este procesul cel mai răspândit în domeniul albiilor de râu din Carpații Orientali* (fig. 6.22). El domină în 54% din totalul secțiunilor analizate. Albiile stabile (albii care nu înregistrează o tendință bine definită și nici oscilații verticale mai mari de 50 cm) reprezintă 24,5 %, iar albiile cu tendințe de agradare, 21,5 %.

BCU CENTRALA UNIVERSITARA LIBRARY

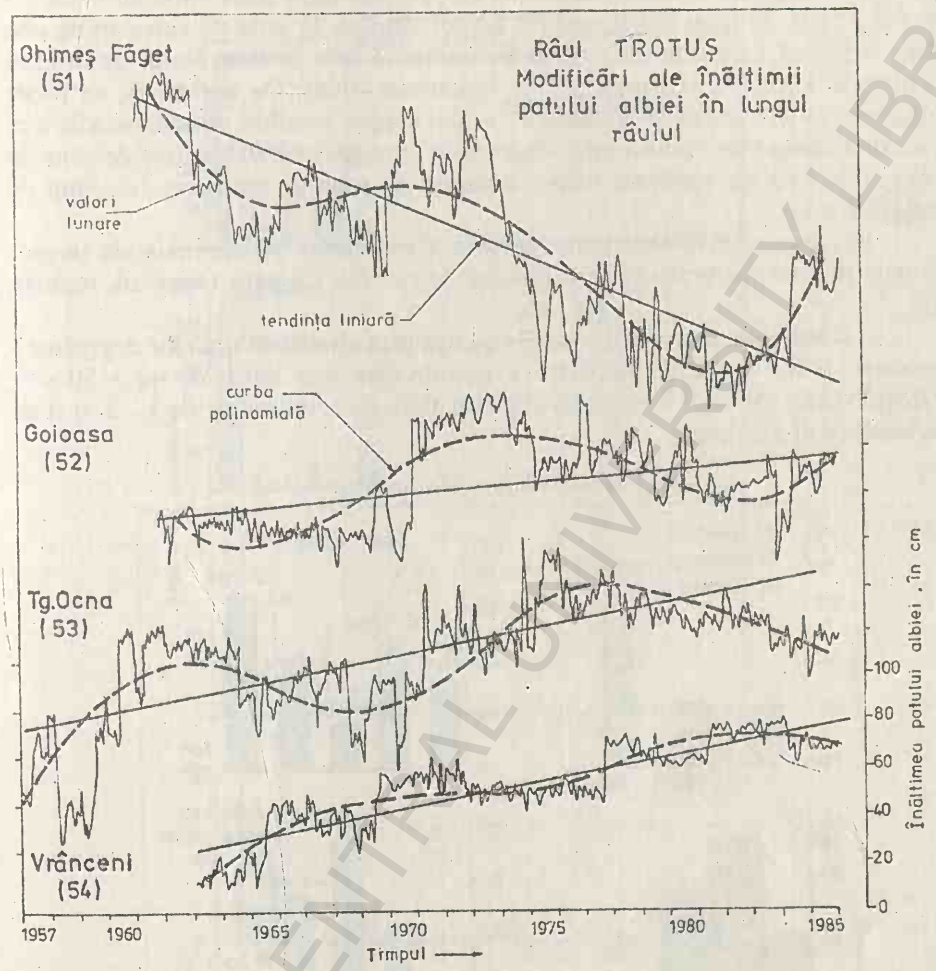


Fig.6.21. Râul Trotuş - modificări ale înălţimii patului albiei în profil longitudinal (Rădoane *et al.*, 1991)

Tendinţa polinomială

Cu ajutorul funcţiilor polinomiale de gradul 2 şi 4, pe tendinţa generală de înălţare sau adâncire a albiei, s-a pus în evidenţă existenţa unor cicluri agradare - degradare. Pentru exemplificare, citãm cazul albiei râului Trotuş (fig.6.21) în care comportarea ciclică este prezentă la nivelul celor 4 secţiuni transversale ce se succed în profil longitudinal pe 90 km distanţă. Situaţii similare s-au înregsitrat pe majoritatea albiilor studiate. În acest context, succesiunea undelor

BCU IAŞI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

agradare - degradare poate fi asimilată cu prezența unor mari unde de transport de debit târât, în timp îndelungat, în lungul râurilor. O serie de cercetări pe alte râuri confirmă existența unor unde de transport târât în timp lung, de ordinul zecilor de kilometri (Bennett, 1970; Nakamura,1986). De asemenea, se poate conchide că și "timpul de rezidență" a aluviunilor în albia minoră se află sub controlul comportării pulsatorii a albiei și se exprimă ca o succesiune de zone de stocaj (cu timp de rezidență mare), separate de zone de antrenare (cu timp de rezidență mic).

În rezumat, prin observarea și analiza tendințelor polinomiale ale seriilor de date privind înălțimea patului albiilor de râu din Carpații Orientali, reținem că:

i) albiile înregistrează o evoluție ciclică prin alternarea undelor degradare - agradare, unde compuse din faze cu amplitudine mai mică, de 40 - 50 cm, întregul sistem de unde înscriindu-se pe un altul, cu amplitudine de 1 - 2 m și de perioadă mult mai mare;

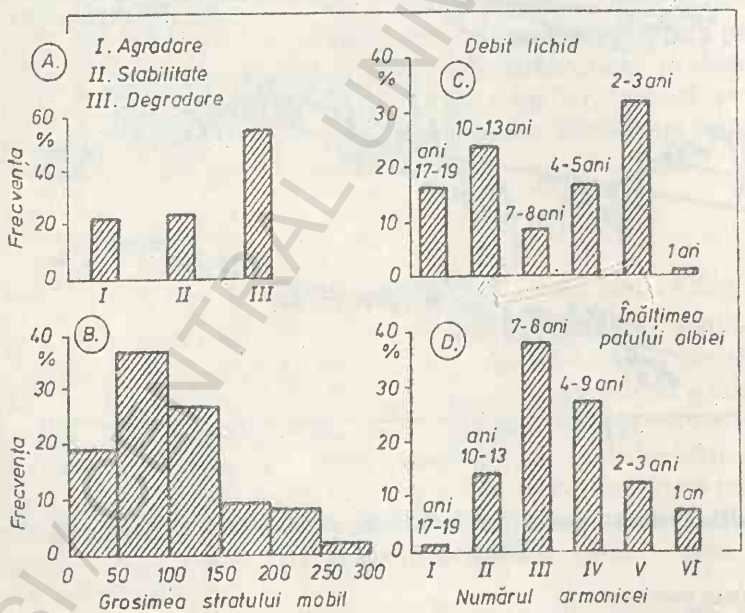


Fig.6.22. A. Frecvența proceselor de albie în arealul studiat; B. Frecvența înălțimii patului albiei; C-D. Frecvența armonicilor privind variația debitului lichid și a înălțimii patului albiei (Rădoane *et al.*, 1991)

BCU IASI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

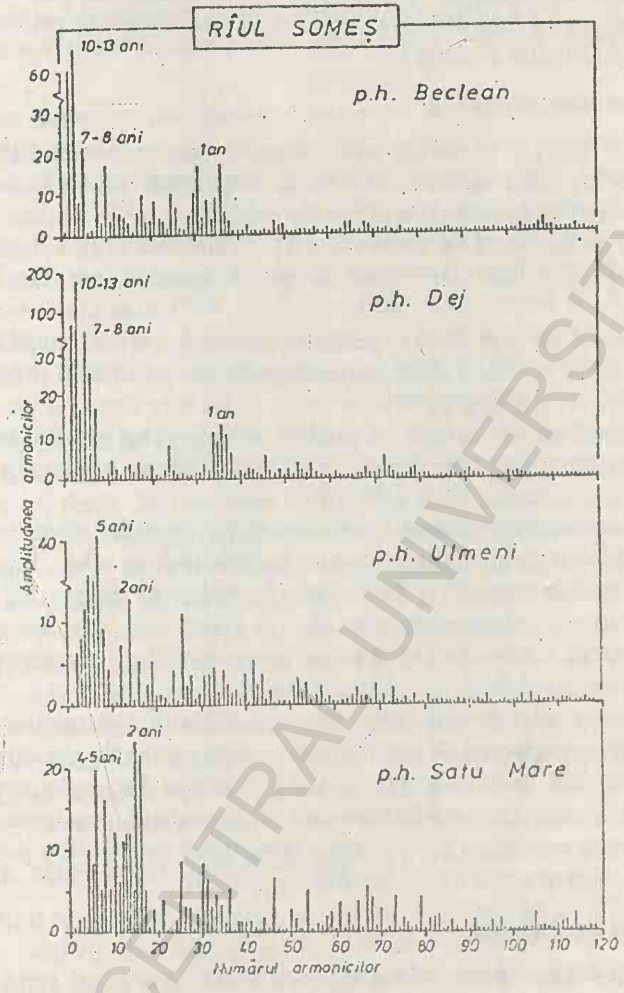


Fig.6.23. Variația amplitudinii armonicilor pentru înălțimea patului albiei (Rădoane *et al.*, 1991)

ii) undele de agradare - degradare migrează spre aval, concomitent cu o reducere a lungimii și amplitudinii lor. În cazul albiei râului Trotuș, viteza de migrare este de cca 8 km/an;

iii) are loc o "împingere" a aluviunilor grosiere din partea superioară a bazinelor hidrografice (unde domină degradarea) spre aria de ieșire din munți

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

(unde fenomenul de agradare este cvasiprezent). Rezultatul este evident și în desfășurarea profilelor longitudinale ale râurilor est-carpatice, prin supraînălțarea în sectorul de diminuare a energiei.

Componentele periodice

Utilizând analiza spectrală s-au obținut spectre de amplitudine pentru fiecare secțiune de albie studiată. Din cumularea observațiilor la nivelul tuturor secțiunilor studiate se desprind următoarele tendințe:

i) există un număr de 6 armonici (10-13 ani; 7-8 ani; 4-5 ani; 2-3 ani; 1 an) a căror prezență a fost identificată cu ponderi importante, la nivelul patului albiei;

ii) armonica de 7-8 ani are pondere maximă, respectiv, 38% din totalul secțiunilor de albie studiate, după care urmează ca importanță armonica de 4-5 ani (în 27% din cazuri)(fig.6.22 D);

iii) există o sincronizare în oscilațiile pe timp lung ale debitelor lichide și ale înălțimii patului albiei, dar fără să se păstreze aceeași pondere a armonicelor la nivelul ambelor procese de timp (fig.6.22 C);

iv) în profil longitudinal, compunerea armonicelor patului albiei variază, foarte probabil, în relație strânsă cu dimensiunea materialului de albie. Exemplul râului Someș este edificator (fig. 6.23). În sectorul superior al râului, unde patul albiei este grosier, armonica dominantă este cea de 10-13 ani. Spre sectorul inferior, unde materialul de albie devine din ce în ce mai fin, lungimea de undă a armonicilor se reduce la 5 ani și apoi la 2-3 ani.

Componenta ciclică este dată de suma tuturor armonicilor cu pondere însemnată și care, împreună cu tendința, formează partea de variație sistematică. Prin eliminarea din seria inițială, rămâne variația întâmplătoare, respectiv, componenta aleatoare. În majoritatea secțiunilor studiate, ponderea ei reprezintă sub 10%, de unde concluzia că legitățile identificate pot fi utile prognozelor pe lungă durată asupra dinamicii patului albiilor de râu.

6.5. Serii de distanță

O serie de distanță se definește în mod asemănător cu seria de timp, cu deosebire că șirul de valori se succede în spațiu, la intervale constante de distanță. Variabilele care pot fi abordate în acest mod sunt profile de creste ale munților sau de culmi deluroase, profilele longitudinale ale albiilor de râu sau serii de distanță în lungul unui râu meandrat etc.

6.5.1. Meandrele fluviale

O serie spațială este obținută pentru meandrele râurilor prin măsurarea direcției râului, θ, la variate distanțe, d, în lungul cursului său. Reprezentarea structurii meandrelor prin direcții a fost utilizată de Speight (1965) și Langbein și Leopold (1966). Principala contribuție a lui Langbein și Leopold (1966) a

fost să demonstreze că succesiunea de două-trei bucle de meandre ce variază în dimensiune de la Mississippi la râuri mici de laborator, arată o variație a direcției mai mult sau mai puțin sinusoidală în sensul curgerii râului, relația fiind scrisă:

$$\theta = \omega \sin k s$$

unde direcția râului, θ, oscilează în limitele $+\omega$ și $-\omega$ cu o perioadă $\lambda = 2\pi/k$, d fiind distanța înspre avale. Oscilația descrisă de această ecuație nu este o curbă sinus, ci este, după cum au definit-o Langbein și Leopold (1966), o curbă sin-generată. Deși curba sin-generată este larg acceptată ca o descriere simplă a buclelor individuale de meandru, totuși ea nu descrie complet structura meandrelor care rareori (dacă nu chiar niciodată) este formată dintr-un șir de bucle identice (Ferguson,1979). Neregularitățile prezentate de meandre sunt cel mai bine studiate statistic prin analiza seriilor spațiale, o metodă folosită prima dată de Speight (1965) pe râul Angabunga în Papua Noua Guinee. Un meandru perfect regulat ar trebui să aibă un spectru cu un singur vârf ascuțit la o frecvență de $1/\lambda$, or spectrele lui Speight (1965) au vârfuri multiple. Speight a interpretat vârfurile multiple ca un set de armonici suprapuse care persistă atât în lungul râului cât și în timp. Metodologia a fost apoi larg aplicată de Ferguson (1976, 1979) care a încercat să găsească o soluție procesului de meandrare, astfel încât să se explice atât determinismul lui Langbein și Leopold (1966) cât și comportarea aleatorie văzută de Speight (1965), Thaken și Scheidegger (1970). Modelul lui Ferguson (1976), numit model periodic perturbat al structurii meandrelor, are la bază ideea că meandrarea este un proces deterministic care are loc într-un mediu eterogen. Demonstrația s-a bazat exclusiv pe analiza spectrală a seriilor de distanță a 19 râuri scoțiene și engleze. Forma spectrelor cu un singur vârf dominant și a corelogramelor cu valori negative importante elimină posibilitatea ca meandrarea să fie un proces cu traseu aleatoriu și este, mai degrabă, conformă cu un model periodic perturbat.

6.5.2. Morfologia albiilor de râu

Profilul longitudinal al unui sector de râu, precum și lățimea albiei pot fi studiate ca serii de distanță. Studiul lui Anderson și Richards (1979) este un exemplu bun în acest sens. Râul Afon Elan din Țara Galilor a fost măsurat pe un sector în 260 puncte distanțate la 2 m. Este un râu subadaptat cu meandre mari, adâncite într-o albie majoră delimitată de abrupturi de terasă. În sectorul cartat există 19 vaduri, ceea ce dă o lungime de undă de 27,4 m și un raport lungime de undă / lățime albie de 7,89 m, lățimea medie a albiei fiind de 3,47 m. S-au reprezentat grafic atât profilul longitudinal al patului albiei, cât și profilul secțiunii transversale a albiei. Tendința seriei profilului și cea a lățimii albiei a fost determinată folosind regresia liniară, iar varianța reziduală rezultată a condus la observarea că seria profilului albiei tinde să controleze seria lățimii albiei în direcția de curgere a râului.

Capitolul 7

PROBLEME DE ANALIZĂ STATISTICĂ A DATELOR SPAȚIALE

Metodele statisticii matematice pun la dispoziția cercetătorilor soluții pentru a cuantifica reprezentările spațiale, cum ar fi aflarea poziției medii și medianei în cadrul unei structuri de puncte spațiale sau a gradului de împrăștiere a punctelor în jurul acestor poziții. În acest capitol ne ocupăm de câteva metode de cercetare a distribuțiilor în spațiu, acestea fiind a) analiza cuadraților, b) analiza celui mai apropiat vecin și c) metoda "cubului matricial". Deși sunt utilizate , îndeosebi, în geografia umană, metodele prezentate au aplicabilitate și în cercetarea repartițiilor oricăror procese și fenomene fizico - geografice. În ce ne privește, am utilizat exemple privind repartiția alunecărilor de teren și a proceselor de ravenație, dar și unele exemple din geografia umană.

7.1. Structuri spațiale de puncte

Este un fapt recunoscut că geografii sunt interesați în mod prioritar de repartiția fenomenelor în spațiu, fenomene care ar putea fi tipuri de așezări, locuințe, sau forme de relief, drumlinuri, iceberguri, coline, ravene, etc. Toate acestea pot fi reprezentate prin puncte într-un areal dat. Analiza structurii punctelor cu ajutorul unor tehnici specializate constă în posibilitatea definirii tipului de distribuție spațială a punctelor, astfel încât să poată fi evaluat gradul de grupare, dacă există anumite influențe deterministice sau, dimpotrivă, influențe aleatorii și în ce grad se pun în evidență. Pe baza acestora se pot face aprecieri asupra proceselor care au contribuit la instalarea unei anume structuri de puncte într-un spațiu dat. Asemenea structuri de puncte sunt exemplificate în fig.7.1.S-au considerat 50 de puncte aleatoare și independente dintr-o regiune ipotetică ca în fig.7.1.a. O grilă pătratică este plasată deasupra regiunii, fiecare linie orizontală a grilei reprezentând distanțe spre direcția est, *E*, și fiecare linie verticală reprezentând distanța spre direcția nord, *N*. Originea *OO* este considerată în colțul de SV al regiunii. Citirea unui punct în acest spațiu se face ținând cont de coordonatele punctului pe cele două axe. În exemplul din

BCU BRAȘOV TRANSILVANIA UNIVERSITY LIBRARY

fig.7.1.a, coordonatele punctului ales sunt $E_1 = 28$ și $N_1 = 43$. Această procedură se repetă până ce numărul dorit de puncte a fost localizat, în cazul nostru numărul dorit fiind de 50 puncte. Numărul maxim posibil de puncte în sistemul de grilă exemplificat este de 10000, de la (00,00) la (99,99), probabilitatea unui punct dat fiind de 1/10 000 sau 0,0001, adică:

$$P(E = I, N = J) = 0{,}0001 \; (I, J = 0{,}99)$$

Nu are importanță câte puncte au fost selectate, probabilitatea oricărui punct în șirul de la (00,00) la (99,99) fiind luată la oricare nivel rămas 0,0001, astfel încât:

$$P(E_i = I, N_i = J \mid [E,N]) = P(E_i = I, N_i = J)$$
$$(I, J = 0{,}99, I = 1, 2, ...)$$

unde (E_i , N_i) este punctul ales i, [E,N] reprezintă setul de coordonate ale punctelor ($i - 1$) alese și $P(E_i = I, N_i = J) = 0{,}0001$. Ecuația de mai sus reprezintă *definiția statistică a independenței*, în această situație, exprimată în termenii unui proces ce generează puncte într-un spațiu bidimensional. Rețeaua de puncte din fig.7.1.a. este descrisă ca o *structură de puncte aleatoare* generată de un proces spațial aleatoriu independent.

În contrast cu acest tip de structură neregulată datorată unui proces stochastic, există și structuri de puncte perfect ordonate, produse de un proces deterministic în care "evenimentele" (punctele) sunt complet dependente unul de altul. Un exemplu de asemenea structură este arătat în fig.7.1.b. Dar cele mai multe din "seriile spațiale" ale lumii reale sunt datorate unor procese care au componente atât deterministice cât și stochastice.

Asemenea structuri sunt ilustrate în fig.7.1.c în care punctele generate de un proces stochastic, au tendința de a se grupa sub imperativul unui proces deterministic; în fig.7.1.d, structura punctelor este mai mult regulată decât aleatorie, deoarece nici una din cele 100 de celule sau cuadrați în care regiunea este împărțită nu poate primi mai mult decât un singur punct. În acest caz:

$$P = (E_i = I, N_i = J \mid d_i > d^x) > 0{,}0001$$

unde d_i reprezintă distanța între (E_i , N_i) și un punct pre-existent iar d^x este distanța critică dintr-un punct pre-existent. Această ecuație arată că procesele caracterizate de tendințele de regularitate sau dispersie nu sunt spațial independente.

Exemple de asemenea structuri de puncte pot fi aduse într-un număr mare. Magazinele într-un oraș tind să se grupeze, dar aceste grupări pot fi repartizate întâmplător în acel oraș. Sau anumite plante tind să se asocieze într-o pajiște, dar asociațiile pot fi apoi distribuite aleatoriu. Versanți de anumite pante, de asemenea, tind să se asocieze funcție de structura și litologia regiunii, dar asociațiile sunt întâmplătoare datorită fragmentării regiunii. Exemple de acest fel sunt reprezentate în fig.7.1.e.

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

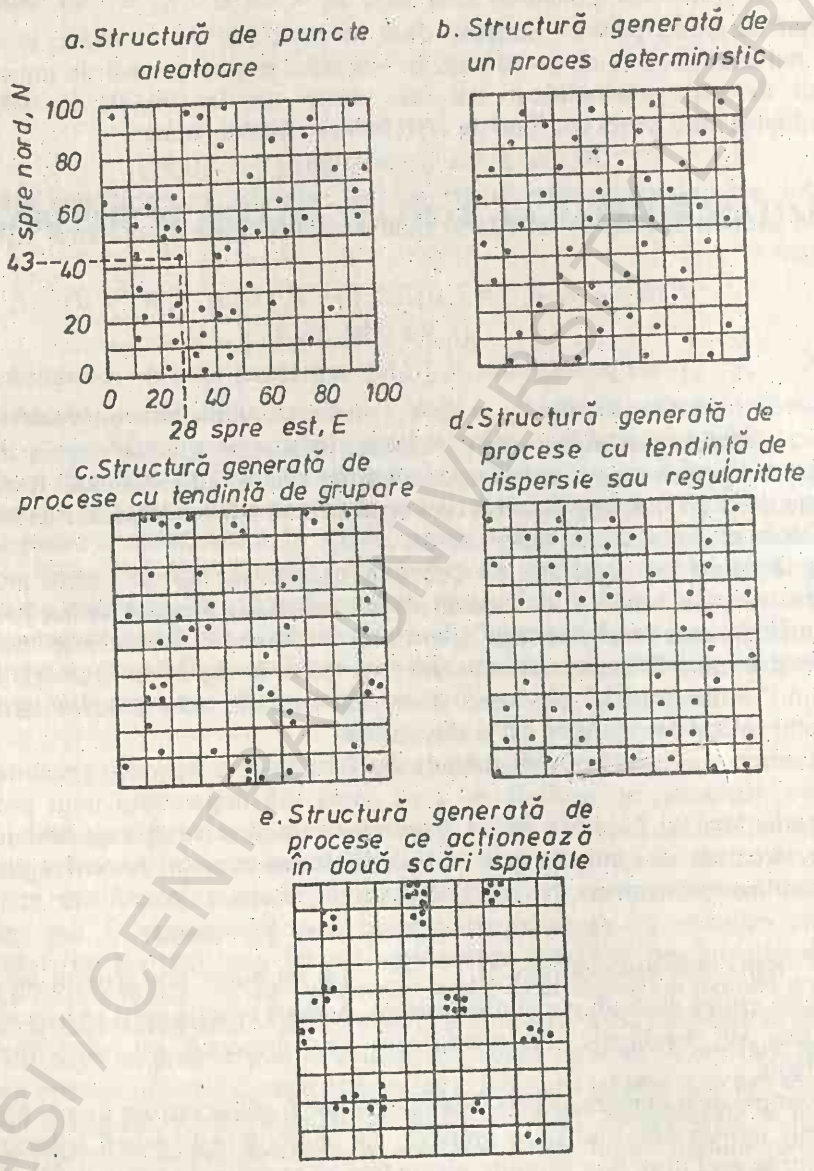


Fig.7.1. Exemple de structuri de puncte spațiale (Silk, 1979)

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Analiza structurii punctelor poate fi realizată după următorii termeni:a) determinarea tendinței centrale și dispersiei punctelor repartizate spațial; b) analiza cuadraților; c) analiza celui mai apropiat vecin.

7.1.1. Introducere în statistica spațială descriptivă

Între primele evaluări ale structurii punctelor în spațiu sunt cele ale statisticii descriptive, prezentate și în legătură cu datele nespațiale (Cap.3) și anume tendința centrală (centrul median, centrul mediu) și dispersia spațială.

Centrul median, asemănător medianei, este localizat la intersecția a două axe plasate în unghi drept, astfel încât fiecare axă are un număr egal de puncte (fig.7.2). Este dificil să identificăm un centru median unic, din cauză că se pot forma mai multe perechi de axe, fiecare intersectându-se în puncte diferite.

Pentru a determina localizarea centrului median "adevărat" este necesară realizarea unor calcule care să ducă la minimizarea sumei deviațiilor observațiilor în jurul medianei, adică:

$$\sum_{i=1}^{n} \left| (E_i, N_i) - M_D \right| = \text{minimum}$$

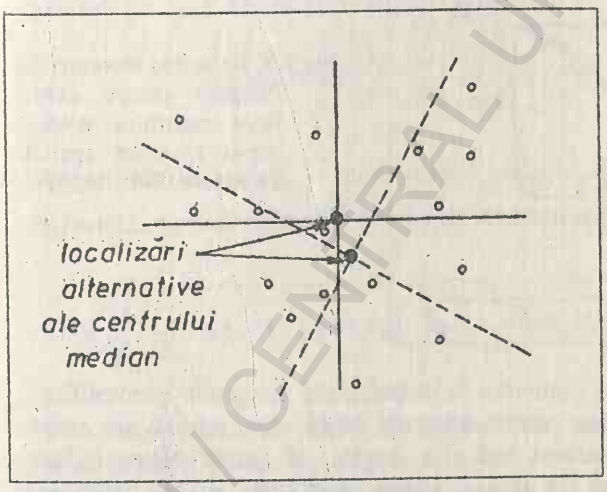


Fig.7.2. Localizarea centrului median

unde (E_i, N_i) reprezintă coordonatele punctului i, M_D este centrul median, iar cele două bare verticale înseamnă că noi ignorăm semnul fiecărei deviații și le tratăm ca distanțe. Una din interpretările centrului median interesează în mod deosebit pe specialiștii în urbanism și construcții edilitare. Astfel, centrul median este văzut ca punct de deplasare minimă către o aglomerare reprezentând localizarea optimă teoretică pentru școli, magazine, servicii medicale, forme de

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

pe cel al insenzitivității lui la orice schimbare în localizarea punctelor în unul din cuadrați.

Centrul mediu $(\overline{E}, \overline{N})$ este asemănător mediei aritmetice din cadrul datelor nespațiale și se utilizează în mod frecvent pentru aflarea "poziției medii" în cadrul unei structuri de puncte spațiale. Dacă sunt date coordonatele fiecărui punct într-o distribuție spațială (E_i , N_i)(fig.7.3), atunci centrul mediei aritmetice este obținut din:

$$\left(\overline{E}, \overline{N}\right) = \left(\frac{1}{n}\Sigma E_i, \frac{1}{n}\Sigma N_i\right)$$

Asemănător mediei aritmetice, $(\overline{E}, \overline{N})$ este foarte senzitiv la schimbările în poziția spațială a punctelor și, de aceea, poziția lui poate fi uneori în afara arealului investigat. De exemplu, dacă acest areal este în formă de L, centrul mediu poate fi în mijlocul brațelor.

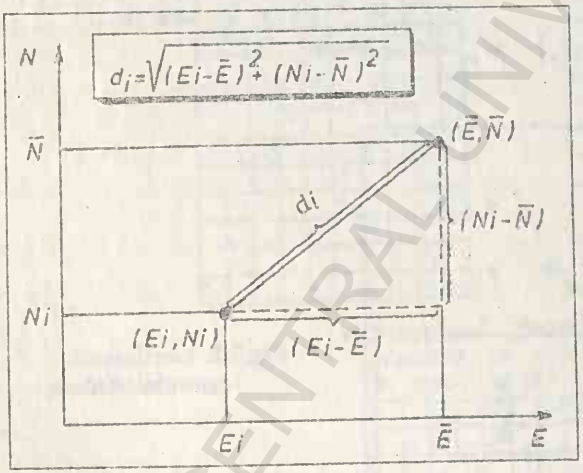


Fig.7.3. Folosirea teoremei lui Pitagora pentru calcularea centrului median într-o structură spațială de puncte (Silk, 1979)

O aplicație interesantă în domeniul învățământului geografic exemplificăm din Henderson (1978). El a intervievat un număr de 41 elevi sub 16 ani asupra localizării corecte a unui important oraș din Anglia, să spunem Birmingham. Fiecare elev a plasat pe hartă un anumit punct, după care i s-au determinat coordonatele. Localizarea adevărată a orașului este dată de coordonatele (41, 29). Centrul mediu al coordonatelor date de elevi a fost:

$$\left(\overline{E}, \overline{N}\right) = \left(\frac{1671}{41}, \frac{1483}{41}\right) = (40{,}76;\ 36{,}17)$$

BCU IAȘI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Comparată cu localizarea corectă, media localizărilor alese de școlari este deplasată spre nord cu 7 cuadrați sau aproximativ 35 km, întrucât un cuadrat are latura de 5 km. Pe baza acestui experiment, autorul a făcut mai multe comentarii de ordin psiho - sociologic, cum ar fi, de exemplu, de ce nu au apărut deviații ale plasării poziției orașului către celelalte puncte cardinale.

Abaterea standard de distanță, S_D , este o măsură a gradului de împrăștiere în jurul centrului mediu. Este obținută cu ajutorul formulei:

$$S_D = \sqrt{\left(\sum d_i^2\right) / n}$$

unde d_i^2 este pătratul distanței între localizarea observației i și acela al centrului mediu, $(\overline{U}, \overline{V})$. Așa cum se observă în fig. 7.3, distanța d_i este calculată cu ajutorul teoremei lui Pitagora, astfel că formula de definiție este:

$$S_D = \sqrt{\frac{1}{n}\left(\sum\left[\left(E_i - \overline{E}\right)^2 + \left(N_i - \overline{N}\right)^2\right]\right)} = \sqrt{\sigma_E^2 + \sigma_N^2}$$

Abaterea standard de distanță este, deci, suma variantelor spre nord (σ_N^2) și spre est (σ_E^2). Formula de calcul finală este:

$$S_D = \sqrt{\left(\frac{1}{n}\sum E_i^2 - \overline{E}^2\right) + \left(\frac{1}{n}\sum N_i^2 - \overline{N}^2\right)}$$

Deviația de distanță, S_D , a localizării orașului Birmingham dată de școlari față de localizarea adevărată ($\overline{E}, \overline{N}$) a fost evaluată la 9,23.

$$S_D = \sqrt{\left[\left(\frac{1}{41}\cdot 69003\right) - (40{,}76)^2\right] + \left[\left(\frac{1}{41}\cdot 56249\right) - (36{,}17)^2\right]} = \sqrt{85{,}28} = 9{,}23$$

Interpretarea deviației de distanță este asemănătoare cu acea a deviației standard pentru punctele nespațiale, adică cu cât valoarea este mai mare, cu atât este mai mare distanța între centrul mediu și aria de dispersie. Dimpotrivă, o valoare mică, înseamnă o distanță redusă în jurul centrului mediu. Valoarea S_D poate fi reprezentată pe hartă prin trasarea unui cerc de rază egală cu valoarea S_D (în exemplul de mai sus aceasta fiind de 9,23) în jurul centrului mediu. În acest cerc se arată că sunt repartizate cca 68% din punctele spațiale studiate, deși nu întotdeauna împrăștierea în jurul centrului mediu este sub formă de cerc. În

BCU CLUJ CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

cele mai multe cazuri acesta poate fi sub formă de elipsă ca în exemplul prezentat mai sus, unde $\sigma_E^2 = 21{,}62$ și $\sigma_N^2 = 63{,}66$.

7.1.2. Analiza cuadraților

Un cuadrat este o unitate areală de bază în care dorim să împărțim o regiune de studiu. Un cuadrat poate avea orice formă sau dimensiuni (în teorie, cel puțin), dar de regulă este rectangular. În fig.7.1.a regiunea de studiu a fost împărțită în 100 de cuadrați pătratici. Pentru a se cunoaște numărul de puncte în fiecare cuadrat se construiește un tabel asemănător celui din tabelul 7.1 în care se trece numărul de cuadrați (carouri) cu 0 puncte în interiorul lui, cu 1 punct, cu 2 puncte și așa mai departe, până ce am numărat toți cuadrații. Cu alte cuvinte, putem spune că am determinat frecvența numărului de cuadrați ce conțin *n* puncte. Tabelul 7.1 conține, așadar, repartiția de frecvențe pentru exemplele prezentate în fig.7.1, separat, în funcție de tipul de structură a punctelor.

Tabel 7.1. Repartiția frecvenței punctelor pe cuadrați pentru structura punctelor din fig.7.1. (Silk, 1979)

Tipul de structură de puncte	Numărul de puncte în cuadrați							
Aleatoriu independent	a	58	35	6	1	0	0	0
Deterministic regulat	b	51	48	1	0	0	0	0
Grupare aleatorie	c	69	18	9	2	2	0	0
Mai mult deterministic decât aleatoriu	d	50	50	0	0	0	0	0
Combinate	e	80	6	5	5	2	1	1
Poisson teoretic		60,7	30,3	7,6	1,26	0,2	0,02	

După cum se poate observa din tabel, repartiția frecvenței numărului de puncte pe cuadrați diferă funcție de tipul de proces care definește o structură de puncte. Repartițiile fiecărui caz prezentat pot fi comparate cu repartiția teoretică Poisson, dată în ultimul rând al tabelului. Astfel, un proces aleatoriu independent se apropie cel mai mult de repartiția teoretică. Când intervine un proces deterministic pot apărea deviații de tipul *b* în care există cuadrați cu 0, 1 și 2 puncte sau *e* în care există un număr mare de cuadrați cu 0.

Numai compararea cu distribuția Poisson este totuși insuficientă pentru definirea unui proces dominant într-o structură de puncte spațiale pe care le analizăm. De aceea, se face apel la un test bazat pe raportul varianță - medie, numit *testul chi pătrat* (χ^2). Acest test exploatează o proprietate distinctă a

repartiției Poisson, și anume, aceea că media (μ) și varianța (σ^2) sunt egale. Deci media sau densitatea eșantionului (λ n/m), unde n = numărul de puncte și m, numărul de cuadrați) și varianța (S^2) eșantionului considerat vor fi aproximativ egale dacă structura de puncte este generată de un proces aleatoriu independent. Formula prin care se apreciază χ^2 cu (m−1) grade de libertate este următoarea:

$$\chi_{m-1}^{\ 2} = (m-1)\left(S_D^2 / \lambda\right)$$

unde m = număr de cuadrați, $S_D{}^2$ = varianța, λ = densitatea eșantionului.
Dacă procesul care determină structura punctelor înglobează o componentă de grupare, (deci un proces deterministic) varianța eșantionului tinde să crească. Dimpotrivă, un proces care înglobează o componentă stochastică va duce la scăderea variantei. Dar acest fapt poate fi mai bine înțeles dacă revenim la fig.7.1 pentru care am determinat raporturile variantă-medie (*RVM*) în fiecare caz:

Procese de grupare $\{S^2 = 0{,}838 \ \lambda = 0{,}500 \quad RVM = 1{,}676$
Procese aleatoare $\{S^2 = 0{,}434 \ \lambda = 0{,}500 \quad RVM = 0{,}868$
Procese de dispersie $\{S^2 = 0{,}253 \ \lambda = 0{,}500 \quad RVM = 0{,}506$

Analiza cuadraților a fost aplicată pentru studiul repartiției spațiale a diferitelor procese economice (magazine, oficii de poștă) (Guy, 1976) sau procese geomorfologice (dezvoltarea drumlinurilor sau a ravenelor într-un areal) (Unwin, 1981; Rădoane *et al.*, 1991). Din aceste studii preluăm un exemplu și anume cel referitor la repartiția în spațiu a oficiilor de poștă într-un anumit ținut (Guy, 1976). Mai întâi peste regiunea studiată se plasează o rețea de cuadrați care, în cazul exemplificat, sunt pătrate cu latura de 1 km. Un cuadrat este inclus în analiză numai dacă cel puțin jumătate din suprafața sa este inclusă regiunii de studiu sau dacă el conține cel puțin un punct (în cazul de față, un oficiu de poștă)(fig.7.4). Numărul de oficii de poștă a fost 51 și numărul de cuadrați m = 54, iar $\lambda = n/m$ = 0,94. Pentru a estima varianța procesului Poisson care, prin ipoteză, este considerat răspunzător de repartiția spațială a oficiilor de poștă din regiunea dată, se folosește formula:

$$S^2 = \frac{1}{m-1}\left[\sum_i fi\, X_i^2 - \left(\sum fi\, X_i\right)^2 / m\right]$$

BCU IAȘI - CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

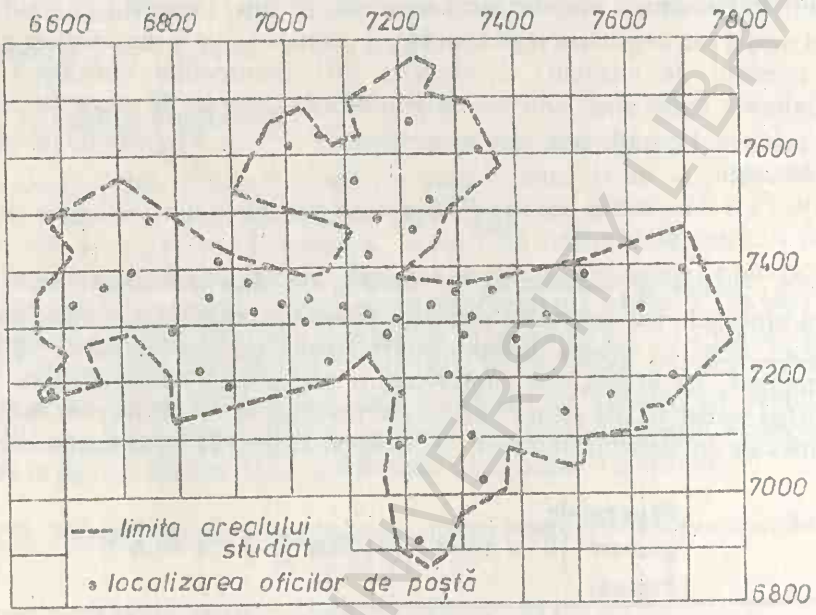


Fig.7.4. Localizarea oficiilor de poștă într-un oraș (Guy, 1976)

unde *fi* este frecvența oficiilor de poștă (X_i) în cuadrați. Adică:

Număr de puncte (X_i)	0	1	2	3
Frecvență (*fi*)	15	30	6	3

astfel că:

$$S^2 = \left(\frac{1}{53}\right)\left\{\left[\left(15 \cdot 0^2\right) + \left(30 \cdot 1^2\right) + \left(6 \cdot 2^2\right) + \left(3 \cdot 3^2\right)\right] - \left(51\right)^2 / 54\right\} = 0{,}619$$

și

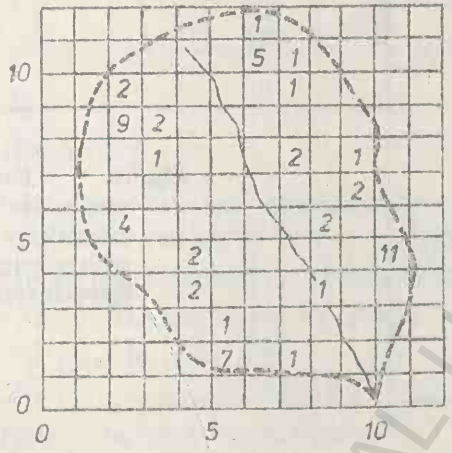
$$RVM = 0{,}619 / 0{,}94 = 0{,}659$$

$$\chi^2_{53} = 53 \times 0{,}659 = 34{,}93$$

Raportul varianță-medie fiind subunitar, rezultă că structura de puncte studiată (în cazul nostru, repartiția oficiilor de poștă) este generată de un proces aleatoriu, independent.

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Să considerăm un alt exemplu (fig.7.5) de astă dată repartiția unei forme de relief într-un spațiu delimitat de un bazin hidrografic. Este vorba de numărul de ravene pe cuadrați (carouri) de 1 km² într-un bazin hidrografic din Podișul Moldovenesc. Densitatea medie a numărului de ravene în acest areal este de 0,674 iar varianta (S^2) este de 2,716. Raportul varianță - medie (*RVM*) este de 4,03, deci mult supraunitar, ceea ce conduce la observația că repartiția areală a ravenelor are loc, în cea mai mare parte, după legi deterministice, care permit gruparea lor, iar legile stochastice acționează mult mai puțin (fig.7.5).



Număr de ravene n=58

Număr de cuadrați m=86

Fig.7.5. Localizarea numărului de ravene într-un bazin hidrografic

Nr. de ravene(xi)	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Frecventa (fi)	66	8	7	0	1	1	0	1	0	1	0	1

$\lambda = n/m = 0,674$ $S^2 = 2,716$ $RVM = 4,03$

7.1.3. Analiza celui mai apropiat vecin

Această metodă are legătură cu analiza cuadraților, dar este privită de unii autori ca mult mai apropiată geografiei, întrucât se folosesc distanțe măsurate în spațiul bi-dimensional. Caracteristicile structurii punctelor sunt măsurate pe o "scară" ce variază de la "perfect grupat" la "perfect dispersat".

Metoda se bazează pe o comparație a *distanței medii observate față de cei mai apropiat vecin*, $\bar{d}$, pentru o structură de puncte cu *distanța medie teoretică* δ^*, derivată din ipoteza că structura punctelor a fost generată de un proces spațial aleatoriu independent.

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Un exemplu simplu oarecare (fig.7.6) arată cum sunt realizate calculele. Pentru a calcula distanța dintre orice pereche de puncte (E_i, N_i) și (E_j, N_j) se aplică formula bazată pe teorema lui Pitagora:

$$dij = \sqrt{\left(E_i - E_j\right)^2 + \left(N_i - N_j\right)^2}$$

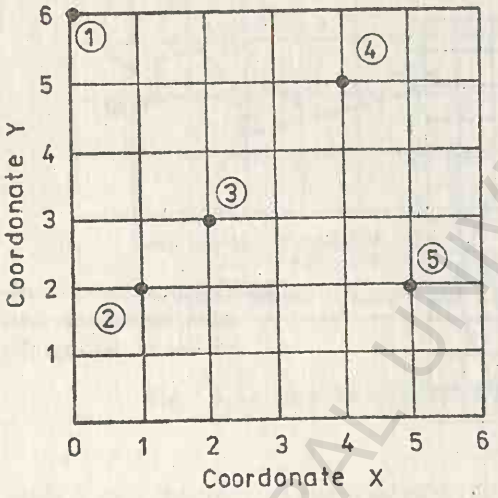


Fig.7.6. Exemplu pentru realizarea calculelor în analiza celui mai apropiat vecin

Distanțele între punctele din fig.7.6 sunt date în tabelul 7.2, iar valorile minime în fiecare șir sunt înregistrate în partea dreaptă. Distanța medie observată a celui mai apropiat vecin este:

$$\overline{d} = \frac{\sum_i \min\ dij}{n} \quad i = 1,2,\ldots,n$$

unde n este numărul total de puncte, în cazul de față $n - 5$, $\overline{d} = 2{,}49$. Această valoare, $\overline{d}$, este apoi comparată cu distanța medie a celui mai apropiat vecin, δ^x, presupusă din ipoteză, și anume că numărul de puncte observate a fost localizat independent și aleatoriu în regiunea studiată.

$$\delta^x = 1 / \left(2\sqrt{\lambda}\right)$$

unde λ = densitatea punctelor, adică n/S, S fiind suprafața regiunii studiate. Pentru regiunea din fig. 7.5, $\delta^x = 1/(2\sqrt{5/36}) = 1/0{,}746 = 1{,}34$, presupunând că fiecare pătrat are latura de 1 km.

BCU IAȘI CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Tabel 7.2. Distanțe între puncte pentru structura de puncte dată în fig.7.6(Silk,1979)

De la punct (i)	La punctul (j)					Distanța minimă (min $di\,j$)
	1	2	3	4	5	
1	0,00	4,12	3,61	4,12	5,39	3,61
2	4,12	0,00	1,41	4,24	4,00	1,41
3	3,61	1,41	0,00	2,83	3,17	1,41
4	4,12	4,24	2,83	0,00	3,17	2,83
5	5,39	4,00	3,17	3,17	0,00	3,17
					Total	12,43

$\overline{d} = 12.43/5 = 2.49$

Dacă punctele sunt împrăștiate aleatoriu pe o suprafață, raportul $\overline{d}/\delta^{N}$ care se numește *indicele celui mai apropiat vecin* (*Va*) ar trebui să fie 1,0. Dacă punctele au fost produse de un proces de grupare, ne așteptăm ca $\overline{d}<\delta^{N}$, deci $\overline{d}/\delta^{N}< 1,0$, iar dacă sunt sub controlul unui proces de dispersie, $\overline{d}>\delta^{N}$, iar $\overline{d}/\delta^{N}> 1,0$. În cazul $\overline{d}/\delta^{N}=$ 0,0 , structura este perfect aglomerată(toate punctele sunt îngrămădite într-o parte sau alta). Pentru $\overline{d}/\delta^{N}$ = 2,149 structura este perfect dispersată sau perfect regulată.

Tabel 7.3. Indicele celui mai apropiat vecin pentru distribuția areală a drumlinurilor în unele ținuturi din Irlanda (Smalley și Unwin, 1968)

Dimensiunea arealului de studiu (km²)	Densitatea (nr/km²)	Numărul de drumlinuri	*Va*
24,08	1,33	32	1,31
24,08	1,53	37	1,38
56,16	1,62	91	1,28
40,04	0,92	37	1,13

Indicele celui mai apropiat vecin are o aplicație largă, dar în domeniul fenomenelor economice și sociale aplicațiile sunt cele mai numeroase. Spre exemplu, acest indice a fost calculat pentru distribuția mai multor unități de servicii într-un mare oraș din Anglia. Valoarea cea mai mare a lui *Va* =1,589 s-a realizat pentru oficiile de poștă, ceea ce indică o dispersie, cvasi-aleatorie în arealul orașului, iar cea mai mică valoare, *Va* = 0,090 este proprie societăților de construcție, ceea ce arată că acestea sunt grupate în câteva zone.

BCU CLUJ CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Un alt exemplu se referă la repartiția în spațiu a drumlinurilor într-un ținut din Irlanda (Smalley și Unwin, 1968), identificate pe hărți topografice în scară 1/25 000. Rezultatele sunt date în tabelul 7.3. Pe baza lor se poate afirma că repartiția în spațiu a acestor forme de relief a fost sub controlul dominant al proceselor aleatoare, cu participarea în plan secundar a proceselor deterministice care favorizează o oarecare grupare.

7.2. Folosirea metodei "cubului matricial" în analiza datelor spațiale Aplicație la studiul alunecărilor de teren

Această metodă se bazează pe viziunea tridimensională sub care datele geografice pot fi abordate, fiind o idee tratată cu mult entuziasm de Chorley și Huggett (1967). Maniera de abordare constă, de fapt, în generalizarea datelor sub forma unui cub în care fiecare latură poate reprezenta: 1) fenomenul studiat; 2) repartiția în spațiu; 3) variația în timp. Pe fața acestui cub, fiecare rând este un loc și fiecare coloană un fenomen la un timp dat.

Metoda a fost aplicată cu mult succes în evaluarea susceptibilității terenurilor la alunecări (DeGraff, Romesburg, 1980; Rădoane *et al.*, 1993), drept pentru care o prezentăm sub forma acestei aplicații.

Mai întâi metoda propune alegerea a cel puțin trei factori cu pondere maximă asupra controlului fenomenului studiat, în cazul de față, alunecările de teren. În acest caz s-a plecat de la considerentul că alunecările reprezintă un fenomen prag. Acestea se produc când suma forțelor de rezistență sunt depășite de suma celor care declanșează mișcarea pe versant. Au fost, astfel, sintetizate un grup de condiții ce favorizează alunecările de teren, care pot fi împărțite în condiții de bază și în condiții de inițiere. Condițiile de bază înglobează litologia, structura geologică, morfologia terenurilor, climatul. Condițiile de inițiere (declanșare) sunt date de activitățile antropice, cutremure, fenomene meteorologice excepționale și au o trăsătură comună, aceea că sunt dificil de predictat.

În abordarea matricială tridimensională s-au reținut trei elemente din complexul condițiilor de bază și anume:

Roca de bază, ca bază de cartare a perimetrelor cu alunecări de teren.

Panta versanților, exprimată în procente, exprimând trăsăturile de bază ale morfologiei terenurilor și

Expoziția versanților, exprimată în 8 clase (*N, NE, E, SE,S, SV, V, NV*) care poate oferi o dimensiune asupra influențelor de ordin climatic, dar și din punct de vedere al structurii geologice, mai ales în zonele de structuri monoclinale.

Aplicația este prezentată sub forma următoarelor etape de lucru:

i) inventarierea alunecărilor de teren;

BCU "LUCIAN BLAGA" CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

ii) repartiția alunecărilor de teren pe grupe litologice;

iii) repartiția alunecărilor de teren funcție de panta și expoziția versanților;

iv) determinarea coeficientului de susceptibilitate a terenurilor la alunecare.

Inventarierea alunecărilor de teren s-a realizat pentru teritoriul județului Neamț, a cărui suprafață de 5890 km² este ocupată în proporție de 80% de versanți, intens afectați de procese de mișcare în masă. Amploarea acestor fenomene a crescut în ultimii ani, în special 1990-1991, când s-au produs importante modificări în structura stabilității versanților în zone locuibile (satul Poiana Largu) sau în zone apropiate de municipiul Piatra Neamț (muntele Cozla, versantul stâng al pârâului Cuejdel). Un fenomen de o amploare deosebită a avut loc în valea pârâului Cuejdel, amonte de municipiul Piatra Neamț, când o alunecare, cu lungime de cca 1 km a umplut valea, creând un baraj natural, în spatele căruia s-a acumulat cca 1 milion m³ apă. O rupere bruscă a barajului natural ar produce inundații grave asupra localităților din avale.

Grație preocupărilor științifice ale cercetătorilor de la Stațiunea de cercetări "Stejarul"și a cadrelor universitare de la Universitatea "Al.I.Cuza" Iași, există, în prezent, o bogată bibliografie asupra răspândirii arealelor afectate de alunecări de teren (Donisă, 1968, Martiniuc *et al.*, 1971, Ichim și Surdeanu, 1972; Ichim, 1979; Ichim, Lupașcu, 1975) asupra ratei proceselor de alunecare și relațiilor cu factorii de declanșare (Surdeanu, 1988; N.Rădoane, 1987). Acest material bibliografic, cât și propriile noastre cartări geomorfologice și măsurători punctuale, au stat la baza elaborării unui inventar comprehensiv pentru teritoriul județului Neamț, accesibil instituțiilor de decizie în amenajări.

De menționat, în mod cu totul special, accesibilitatea mare a informațiilor și rezultatelor pe care metoda le permite pentru persoane neavizate în domeniul științific cercetat (în cazul de față alunecările de teren), dar care sunt interesate în amenajarea și exploatarea terenurilor (ingineri proiectanți, administratori, proprietari de terenuri ș.a.).

7.2.1. Inventarierea perimetrelor cu alunecări de teren

Pentru identificarea perimetrelor cu alunecări de teren de pe teritoriul județului Neamț, s-au folosit materiale cartografice și date publicate, aerofotograme și fondul topografic în scară 1/25 000 (ediția 1984). Într-un tabel centralizator s-au înregistrat, pentru fiecare perimetru, următoarele date:

1) numărul de ordine al perimetrului;
2) nomenclatorul foii topografice (1/25 000);
3) expoziția versanților (în grade față de azimut);
4) lungimea versanților din perimetrul respectiv (m);
5) energia versanților (m);
6) panta versanților (m/100 m);

BCU "D. CENTRAL UNIVERSITARĂ LIBRARY

7) litologia;
8) suprafața perimetrului (ha);
9) utilizarea terenurilor alunecate (teren agricol, vii și livezi, pășuni și fânețe, păduri);
10) evaluarea riscului de a afecta un obiectiv economic, social etc.

7.2.2. Repartiția alunecărilor pe grupe litologice

S-au inventariat, în total, 957 perimetre cu alunecări de teren ale căror suprafețe însumează 318 km², ceea ce reprezintă mai mult de 5% din suprafața totală a județului. Aceste perimetre au fost grupate în 11 clase, enumerate de la A.....K, reprezentând grupa litologică dominantă, din care 9 aparțin flișului extern, 1 molasei subcarpatice și 1 rocilor friabile de platformă. Fiecare unitate litologică a fost planimetrată, iar în cadrul ei identificate perimetrele cu alunecări de teren după variabilele citate mai sus. În fig.7.7 (sus) se ilustrează repartiția comparată a celor două tipuri de perimetre din care se observă un răspuns diferențiat al extinderilor alunecărilor de teren pentru unitățile litologice determinate. Un scurt comentariu asupra acestei ilustrații se impune.

Entitățile litologice considerate ocupă, în general, sub 10% din suprafața totală a județului, cu excepția molasei subcarpatice (18%) și a rocilor de platformă (30%). În cadrul acestora, ponderea suprafețelor cu alunecări este maximă pentrui arealul ocupat de *argilele roșii și verzi*. Așa cum indică numele, arealul este predominant argilos, foarte susceptibil la alunecări. Acesta apare în fâșii înguste, de mică extindere, însumând doar 18 km (respectiv 0,63% din unitatea munților flișului, județului Neamț), dar pe această suprafață s-au inventariat 19 alunecări cu o suprafață totală de 10,5 km². De asemenea, ponderi importante s-au înregistrat pe *șisturi negre* (suprafața totală de 134,4 km² formată din șisturi argiloase negre, gresii calcaroase subțiri, marno-calcare), *strate de Hangu* (suprafața totală 399 km², din marno-calcare, șisturi argiloase, gresii calcaroase) și *Strate de Bisericani* (suprafața totală = 352 km², din argilite, argile marnoase cu intercalații rare de gresii și marno-calcare sideritice).

În ce privește repartiția perimetrelor cu alunecări funcție de utilizarea terenurilor, procentele arată că cele mai susceptibile la alunecări sunt terenurile acoperite cu pășune și fânețe (65,5%), dar nici terenurile acoperite cu păduri nu sunt în afara acestui proces (27,7%). Procente mai mici caracterizează terenurile utilizate pentru culturi agricole și livezi (fig.7.7 B). Cel mai mare risc privind alunecările de teren există în vetrele de sat (67.5%), în special cele din zona de munte și subcarpatică, nevoite să se extindă pe versanți. Apoi căile de comunicații (în special, șoseaua Bicaz-Poiana Teiului, Poiana Teiului-Tg.Neamț, Bistricioara-Durău, ș.a.) se află, în proporție de 17,5%, sub riscul acestui proces

geomorfologic. Lacurile de interes hidroenergetic de pe valea Bistriței, cât și mai multe iazuri de interes piscicol sunt supuse acestui risc în proporție de 14%.

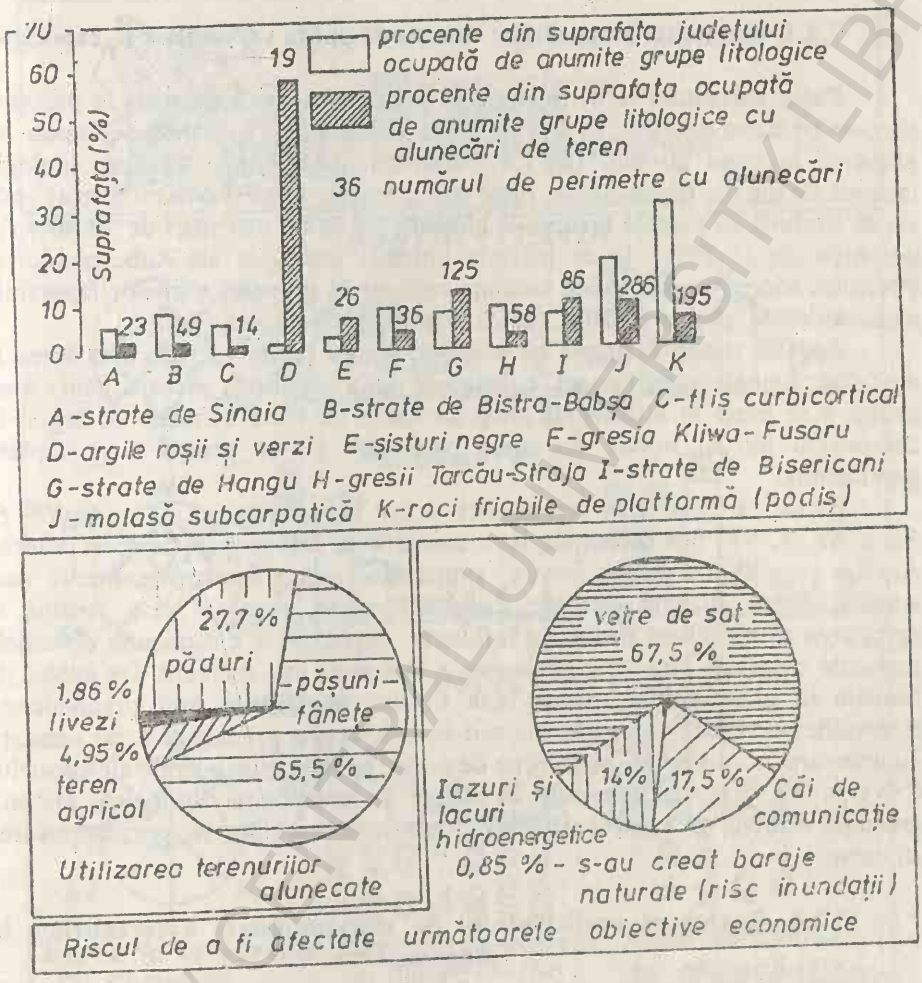


Fig.7.7. Repartiția comparată a perimetrelor cu alunecări de teren din județul Neamț(sus). Utilizarea terenurilor alunecate(stânga jos). Evaluarea riscului de a fi afectate obiective economice în județul Neamț(dreapta jos) (Rădoane *et al.*, 1995)

În sfârșit, 2 alunecări de amploare deosebită (pe Valea Cuejedel, deja amintită și pe valea Dolița lângă Pipirig) au creat lacuri naturale și există riscul

unor inundații cu consecințe grave, dacă barajele formate de alunecări vor fi străpunse (fig.7.7, dreapta jos).

7.2.3. Repartiția alunecărilor funcție de panta versanților și expoziție

Panta versanților în perimetrele cu alunecări a fost exprimată în procente grupate pe clase de 10%. În aria munților flișului, cele mai multe alunecări se grupează în clasa 20-30% (fig.7.8), diferențiindu-se totuși un grup litologic (stratele de Sinaia, Bistra-Babșa, flișul curbicortical, gresia Tarcău și Straja) unde există tendința ca pantele favorabile alunecărilor să fie mai mari de 30-40% (în proporție de 15-20%). În ce privește unitățile litologice ale Subcarpaților și Podișului Moldovenesc, există tendințe comune în gruparea pantelor favorabile alunecărilor, și anume 10-20%, (adică în proporție 6-12 %), (fig.7.8).

Această statistică simplă ne arată că, pentru rocile cu rezistență mare la eroziune, depozitele de versant, cu matrice puțin argiloasă, necesită pante mari pentru a se pune în mișcare, în timp ce rocile cu mare cantitate de argilă în compoziția lor au nevoie de pante chiar sub 10 % pentru a se deplasa gravitațional.

Expoziția (orientarea versanților) a fost exprimată în 8 clase (*N, NE, E, SE, S, SV, V, NV*) față de azimut, iar alunecările au fost grupate pe acest criteriu. Analiza repartițiilor pentru fiecare grupă litologică a indicat de fiecare dată tendințe foarte diferite, aproape diametral opuse, ceea ce ne-a condus la aprecierea că nu putem urmări în influența expoziției o dimensiune climatică, deoarece controlul structurii geologice a fost mult mai marcant. De aceea, ne limităm să observăm că, pentru aria flișului, alunecările sunt preponderent răspândite pe versanții cu expoziție sud-vestică; în aria subcarpatică, pe versanții cu orientare nord-vestică, iar în zona de podiș, pe flancurile laterale ale cuestelor (NNE și V). Aceasta înseamnă că alături de compoziția litologică, factorul geologic exercită un control substanțial asupra alunecărilor și prin dispunerea stratelor.

7.2.4. Evaluarea coeficientului de susceptibilitate a terenurilor la alunecare

Din inventarul realizat s-a asamblat o matrice pe baza celor trei variabile menționate: roca de bază, panta versanților și expoziția (fig.7.9). O muchie a cubului a fost împărțită în 11 coloane reprezentând 11 unități litologice distincte ale teritoriului județului Neamț, notate de la *A* la *K*, așa cum sunt ele ordonate în fig.7.7(sus). O altă muchie a cubului a fost împărțită în 6 coloane (*M, N, O, P, Q, R*) și corespund celor 6 clase de pante ale versanților pe care s-au inventariat alunecări de teren. În sfârșit, cea de a treia muchie a fost împărțită în 8 coloane

cît numără clasele orientării versanților, notate cu cifre de la 1 la 8 sau cu inițialele punctelor cardinale.

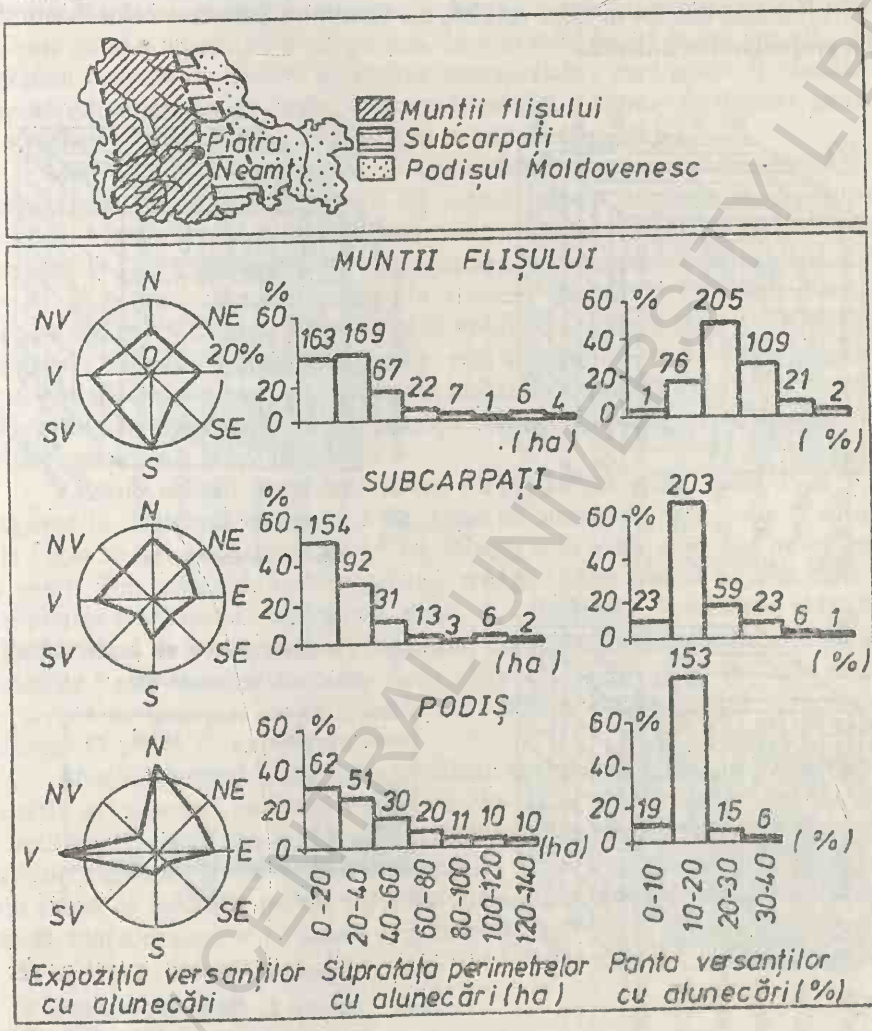


Fig. 7.8. Repartiția alunecărilor de teren funcție de panta și expoziția versanților pentru trei mari unități morfolitologice ale județului Neamț (Rădoane *et al.*, 1995)

Am obținut, astfel, un număr de celule (cuburi mai mici) în care am înscris suprafața perimetrelor cu alunecări. De exemplu, există 140,5 ha de teren

BCU IAȘI CENTRALA UNIVERSITY LIBRARY

alunecat pe roca *G* (Strate de Hangu), pe pante cuprinse între 10-20%*(N)* și expoziție nordică (1). În fig.7.9 A am arătat numai o fațetă a cubului matricei, dar înregistrarea datelor în toate celulele s-a făcut prin detașarea celor 8 felii din cub reprezentând orientările.

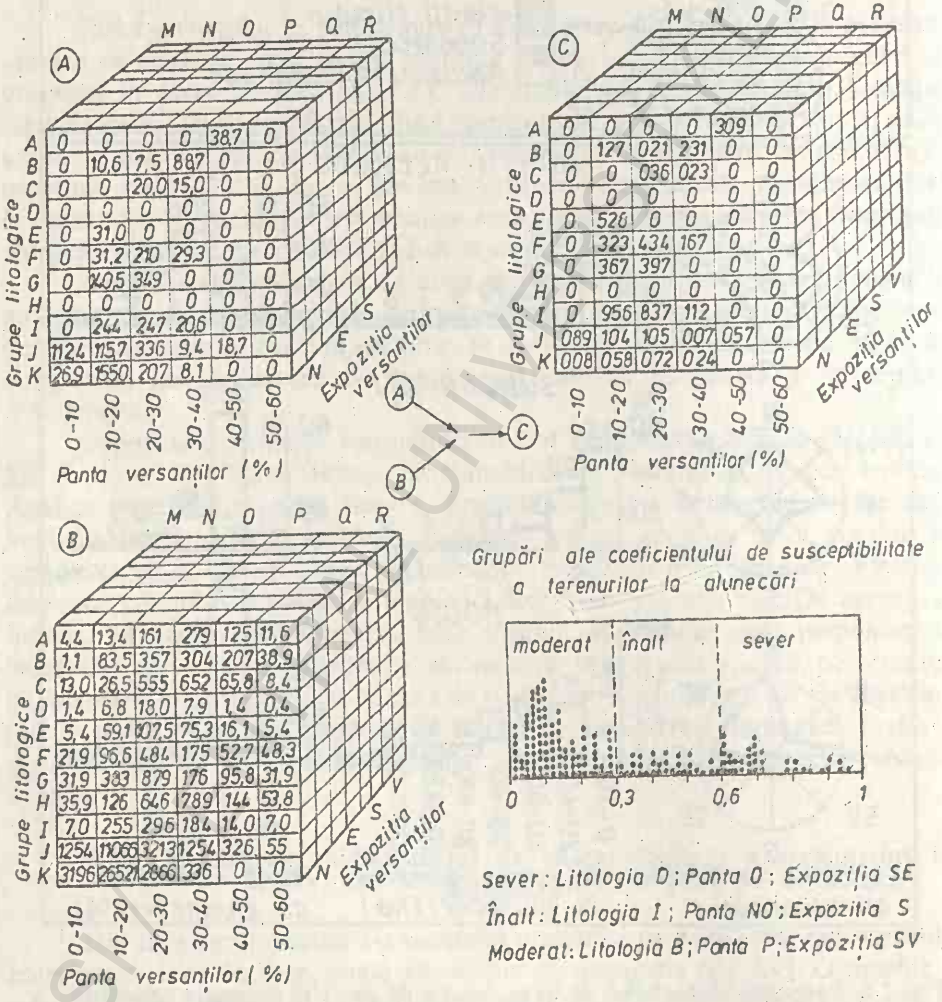


Fig. 7.9. A. Matricea alunecărilor de teren. **B.** Matricea unităților de management. **C.** Matricea coeficientului de susceptibilitate a terenurilor la alunecări de teren (Rădoane *et al.*, 1995)

Într-o matrice similară am înscris, de asemenea, pe celule suprafețele totale pe care un administrator, un proprietar, un amenajist, etc. poate conta într-un teritoriu dat, în cazul nostru, teritoriul județului Neamț. Desigur, această unitate se poate numi o unitate de management. În exemplul lucrat de noi am considerat suprafața ocupată de pădure ca unitate managerială , care poate fi afectată de alunecări de teren. De exemplu, în grupa litologică *A* (Strate de Sinaia), panta *Q* și orientare I, există 125 ha teren ocupat cu pădure (fig.7.9 B).

Matricele astfel asamblate, a alunecărilor de teren și a unităților de management, au reprezentat baza de calcul pentru matricea susceptibilității terenurilor la alunecare prin împărțirea valorii, reprezentând suprafața terenului alunecat, la suprafața unității de management. Cifra subunitară rezultată a fost trecută în celula corespunzătoare din punctul de vedere al rocii, pantei și expoziției (fig.7.9 C) și reprezintă coeficientul de susceptibilitate a terenurilor la alunecare. Cu cât acest coeficient este mai apropiat de 1, cu atât procesul de alunecare afectează o mai mare parte din unitatea de management considerată; cu cât este mai apropiat de 0, cu atât ponderea alunecărilor este mai neînsemnată în unitatea respectivă.

Valorile acestui coeficient le-am plasat pe un grafic între 0 și 1, iar gruparea lor a permis detașarea a trei clase de susceptibilitate: între 0 și 0,300 este *clasa de susceptibilitate moderată,* în care s-au plasat cele mai multe celule cu valori. Din punct de vedere statistic, reprezentativă pentru această clasă este următoarea combinație : litologia *B*, panta *P*, expoziția 3. Între 0,300 și 0,600 s-a grupat clasa de susceptibilitate înaltă, iar combinația litologia *I*, panta *N*, *O* și expoziția 5 este reprezentativă. În sfârșit, ultima *clasă de susceptibilitate, definită ca severă* se grupează peste valorile de 0,600 și caracterizează combinația: litologia *D*, panta *O*, expoziția 5.

Abordarea matricială a susceptibilității terenurilor reprezintă un instrument capabil să acopere informațiile de pe un mare areal privind instabilitatea terenurilor (sau alt fenomen de interes într-o regiune dată, definit pe baza a trei atribute esențiale) și să elimine observațiile subiective în evaluarea procesului. Din cauză că folosește puține variabile măsurabile, este eficientă, economică și rapidă, mai ales dacă se utilizează calculatorul electronic.

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

BIBLIOGRAFIE

ANASTASIU, N., JIPA, D., (1983), *Texturi și structuri sedimentare*, Editura tehnică, București.

ANDERSON, H.W., (1957), *Relating sediment yield to watershed variables*, "Trans.Amer.Geophys.Union", 38.

ANDERSON, M.G., SAMBLES, K.M., (1988), *A review of the basis of geomorphological modelling*, în M.G.Anderson (ed), "Modelling Geomorphological Systems", John Wiley & Sons.

ANDERSON, M.G., RICHARDS, K.S., (1979), *Statistical modelling of channel form and process*, în N.Wright (ed), "Statistical applications in the spatial sciences", Pion, Londra.

ARNETT, R.R., (1974), *Environmental factors affecting the speed and volume of topsoil interflow*, în K.J. Gregory, D.E.Walling(ed), "Fluvial processes in instrumented watersheds", Inst. British Geogr. Special Publication, 6,.

BĂLTEANU, D., TALOESCU, IULIANA, (1978), *Asupra evoluției ravenelor. Exemplificări din dealurile și podișurile de la exteriorul Carpaților*, SC GGG, seria geografie, XXV.

BĂLTEANU, D., (1983), *Experimentul de teren în geomorfologie*, Editura Academiei, București.

BAGNOLD, R.A. (1941), *The physics of blown sand and desert dunes*, Methuen, Londra.

BASSETT, K., CHORLEY, R.J., (1971), *An experiment in terrain filtering*, "Area", 3.

BENN, D.I., BALLANTYNE, C.K., (1993), *The description and representation of particle shape*, "Earth Surface Processes and Landforms",18.

BENNETT, R.J., (1976), *Adaptive adjustment of channel geometry*, "Earth Surface Processes and Landforms",1.

BOJOI, I., APETREI, M., VÂRLAN, M. (1994 -1995), *Analysis and modelling of morphometrical parameters of the floodplains in the upper Jijia drainage basin*, Analele st. ale Univ. "Al.I.Cuza" Iași, t. 40 - 41, s. 2c, geografie.

CAILLEUX, A., (1945), *Distinction des galets marins et fluviatiles*, "Bulletin de Societe Geologique Francais", 13.

CEAUȘESCU, D., (1973), *Tratarea statistică a datelor chimico-analitice*,

BCU IAȘI "CAROL I" UNIVERSITY LIBRARY

Editura tehnică, București.
CHORLEY, R.J., (1965), *The application of quantitative methods to geomorphology*, "Frontiers in Geographical Teaching", Methuen, Londra.
CHORLEY, R.J., (1965), *The application of quantitative methods to geomorphology*, in G. H. Dury (ed), "Essays in Geomorphology", Heinemann,
CHORLEY, R.J., KENNEDY, B., (1971), *Physical Geography. A systems approach*, Prentice Hall Int. Inc., Londra.
CHURCH, M., (1980), *Records of recent geomorphological events*, în R. A. Cullingford, D.A. Davidson, J. Lewin (ed), "Timescales in geomorphology", John Wiley & Sons, Londra.
CHURCH, M.A., McLEAN, D.G., WOLCOTT, J.E., (1987), *River bed gravels: sampling and analysis in sediment transport în gravel bed rivers*, in C.R.Thorne, J.C., Bathurst, R.D. Hey (ed), "Sediment transport in gravel bed rivers", John Wiley & Sons.
CROXTON, E.F., COWDEN, D.I., KLEIN, S., (1968), *Applied general statistics*, London.
DAL CIN, R., (1967), *Le Ghiaie del Piave. Morfometria, granulometria, disposizione e natura dei ciottoli*, "Mem. del Museo Tridentino", XVI, 3.
de GEER, G., (1940), *Geochronologia Suecica Principles*. "Kungliga Svenska Vetenskapsakademiens Handlingar." 3rd Series 18.
DeGRAFF, J.V., ROMESBURG, H.C., (1980), *Regional landslide - susceptibility assessment for wildland management: A matrix approach*, in D.R.Coates, J.D.Vitek (ed.), "Thresholds in geomorphology", Allen and Unwin , Londra.
DONISĂ, I., (1968), *Geomorfologia văii Bistrița*, Ed. Academiei, București.
DRAGHINDĂ, D., (1980), *Repartiția precipitațiilor atmosferice în raport cu altitudinea, pe versantul estic al Carpaților Orientali*, Lucr. Stațiunii de cercetări "Stejarul", seria geolgie-geografice, Pângarați.
DRIGA, B., ANGHEL, CAMELIA , (1979), *The system of water circulation and forescast of the phreatic level in an interfluvial area of the Mostiștea Plain*, RR GGG, serie Geographie, 23.
DUMITRIU-TĂTĂRANU, I., POPESCU, M., (1988), *Investigarea dendrocronologică a unui trunchi subfosil de stejar*, SCB, seria Biologie vegetală, 40.
FERGUSON, R.I., (1979), *River meanders: regular or random?* în N. Wrigley (ed) , "Statistical applications in the spatial sciences", Pion, Londra.
FOLK, R.L., WARD, W.C., (1957), *Brazos River bar, a study in the significance of grain-size parameters*, "Journal of Sedimentology and Petrology", 27, 1.
GÂȘTEȘCU, P., DRIGA, B. (1981), *Evolution du debit liquide a l'embuchure du Danube dans la Mer Noire pendant la periode 1950 - 1980*, RR GGG,

serie Geographie, 25
GÂȘTESCU, P., DRIGA, B., (1983), *Les caracteristiques du regime hydrique du Danube a son embouchure dans la Mer Noire,* RR GGG, serie Geographie, 27.
GILBERT, G.K., (1877), *Report of the geology of Henry Mountains, U.S.Geogr. and Geoph. Survey Rocky Mts.*, "U.S.Geographical and Geological Survey of the Rocky Mountain Region",Washington.
GOUDIE, A.S. (ed) (1990), *Geomophological techniques,* Unwin Hyman, Londra.
GRAF, W.L., (1977), *The rate law in fluvial geomorphology,* "Am. Journal of Science", 277.
GRAF, W.L., (1982), *Downstream changes in stream power in the Henry Mountains, Utah*, "Ann. of the Assoc. of Am.Geogr.", 73.
GRAF, W.L., (1988), *Applications of catastrophe theory in fluvial geomorphology,* în M.G.Anderson (ed), "Modelling Geomorphological Systems", John Wiley & Sons, Londra.
GROVE, J.M., (1972), *The incidence of landslides, avalanches, and floods in werstern Norway during the Little Ice Age,* "Arct. Alp. Res.", 4.
GREGORY, S., (1964), *Statistical methods and the geographer*, Longmans, Londra.
GRUMĂZESCU, CORNELIA, (1975), *Depresiunea Hațegului. Studiu geomorfologic.* Ed. Academiei, București.
GUY, G.M., (1976), *The location of shops in the Reading area, Reading:*University of Reading, Dept. of Geography, Geographical Paper, 46.
HÂRJOABĂ, I. (1968), *Relieful Colinelor Tutovei*, Ed. Academiei, București
ENACHE, M., (1986), *Sistematizarea teritoriului. Aplicații statistice,* Ed. tehnică, București.
EZEKIEL, M., FOX, K.A., (1959), *Methods of correlation and regression analysis,* John Wiley & Sons, Londra.
HAAN, C.T., (1977), *Statistical methods in hydrology,* Iowa University Press, Ames, Iowa.
HACK, J.T., (1957), *Studies of longitudinal stream profiles in Virginia and Maryland*, Geological Survey Prof. Paper 294-B.
HADNAGY, A., (1988), *Investigații sedimentologice asupra aluviunilor recente din bazinul hidrografic al Crișului Negru*, Lucrările celui de-al II Simpozion "Proveniența și efluența aluviunilor", Piatra Neamț.
HAIDU, I., FARCAȘ, I., (1986), *Studiul variației de lungă durată a aparametrilor hidroclimatici în scopul elaborării prognozei prin extrapolare analitică,* "Probleme de geografie aplicată", Cluj-Napoca.
HAIDU, I., SERBAN, P., ȘIMOTA, M., (1987), *Fourier-ARIMA modelling of the multiannual flow variation*, IAHS Publ., 168, Vancouver.

BCU IAȘI - CENTRU UNIVERSITAR LIBRARY

HENDERSON, P.K., (1978), *The effect of spatial location on children's mental maps of Great Britain.* Univ. of Reading. Dept. of Geography.

HICKIN, E.J., (1974), *The development of meanders in natural river channels*, "Am. J. of Science", 274.

HIPEL, K.W., MCLEOD, A.I., (1981), *Time series modelling for water resources and environmental engineers*, Elsevier, Amsterdam.

HORTON, R.E., (1945), *Erosional development of streams and their drainage basins: hydrophisical approach to quantitative morphology,* "Bull. of the Geol. Soc. of America", 56.

HOCKEY, B., (1970), *An improved coordinate system for particle shape representation*, "Journal of Sedimentary Petrology", 40.

HUGGETT, R.J., (1985), *Earth surface systems,* Springer Verlag, Berlin.

HURST, H.E., (1951), *Long term storage capacity of reservoirs,* "Trans. Amer.Soc. of Civ.Eng.",116.

IBBEKEN, H., SCHLEYER, R. (1991), *Source and sediment. A case study of provenance and mass balance at an active plate margin (Calabria, Soputhern Italy),* Springer Verlag, Berlin, Heidelberg.

ICHIM, I., (1979), *Munții Stânișoara. Studiu geomorfologic,* Ed.Academiei, București.

ICHIM, I., (1988), *Semnificația mărimii suprafeței bazinului hidrografic în dinamica proceselor fluviale*, "Hidrotehnica", 33, 3.

ICHIM, I., SURDEANU, V., (1972), *Harta alunecărilor de teren din Valea Bistriței în sectorul dintre Borca și Bicaz,* Lucr. Stațiunii de cercetări "Stejarul", Pângarați.

ICHIM, I., LUPAȘCU, GH., (1975), *Degradările de teren din regiunea subcarpatică cuprinsă între Valea Nechitului și Valea lui Ion, cu privire specială asupra raportului dintre alunecări și unele procese pedogeografice,* "Lucr. Colocviului național de geomorfologie aplicată și cartografice geomorfologică", Iași.

ICHIM, I., RĂDOANE, MARIA, (1984), *Observații asupra faciesului de albie minoră din bazinul râului Bistrița, amonte de Poiana Teiului,* Lucr. Seminarului Geografic "Dimitrie Cantemir", 4 , Iași.

ICHIM, I., RĂDOANE, MARIA, (1986), *Efectul barajelor în dinamica reliefului,* Ed.Academiei, București.

ICHIM, I., RĂDOANE, MARIA, URSU,C., DUMITRESCU,GH., (1986), *Model de regresie multiplă progresivă pentru evaluarea producției de aluviuni în bazine hidrografice mici*, "Hidrotehnica", 31, 10.

ICHIM, I., URSU,C., RĂDOANE, MARIA, DUMITRESCU, GH., (1987), *Cercetarea asistată de calculator a ierarhizării factorilor de control ai producției de aluviuni din bazine hidrografice mici,* SC GGG, seria Geografie, 34.

ICHIM, I., BĂTUCĂ, D., RĂDOANE, MARIA, DUMA, D., (1989),

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Morfologia și dinamica albiilor de râu, Ed. tehnică, București.

ICHIM, I., RĂDOANE, MARIA, (1987), *A multivariate statsitistical analysis sediment yield and prediction in Romania,* în F. Ahnert (ed), "Geomorphological Models", Catena Supplements, 10.

ICHIM, I., RĂDOANE, MARIA, (1990), *Channel sediment variability along a river: a case study of the Siret River(Romania)*, "Earth Surface Processes and Landforms",15.

ICHIM, I., MIHAIU, GH., SURDEANU, V., RĂDOANE, MARIA, RĂDOANE, N., (1990), *Gully erosion on agicultural lands in Romania,* in: J.Boardman, D.L.Foster, J.A.Dearing (ed), "Soil erosion on agricultural land", John Wiley & Sons, Londra.

ICHIM, I., RĂDOANE, MARIA, RĂDOANE, N., (1992 a), *Some problems sediment from Romania:Sources, Impact and Delivery Ratio.Case studies*, "5th International Symposium on River Sedimentation", Karlsruhe, Germania.

ICHIM, I., RĂDOANE, MARIA, RĂDOANE, N. (1992 b), *Eșantionarea depozitelor de albie formate din pietrișuri și bolovănișuri. Metode și analiză.* Lucr. celui de-al IV-lea Simpozion "Proveniența și efluența aluviunilor", Piatra Neamț.

ICHIM, I. RĂDOANE, MARIA, RĂDOANE, N., GRASU,C., COCHIOR, CRINA, (1994), *Bugetul de aluviuni al bazinului râului Olteț*, Lucrările Sesiunii Științifice Anuale, Institutul de Geografie, București.

ICHIM, I., RĂDOANE, MARIA, RĂDOANE, N., MICLĂUȘ, CRINA, (1995 a), *Carpathian gravel bed rivers in recent time. A regional approach*, în: "Gravel River Bed IV- Gravel Bed Rivers in the Environment", Oregon, SUA (sub tipar).

ICHIM, I., RĂDOANE, MARIA, RĂDOANE, N., MICLĂUȘ, CRINA, (1995 b), *Sediment budget and variability of channel deposits: Putna River Catchment case study*, Raport științific la Programul de cooperare internațională, EROSLOPE, Berlin.

IELENICZ, I., (1984), *Munții Ciucaș-Buzău. Studiu geomorfologic,* Ed. Academiei, București.

INMAN, D.L., (1952), *Measures for describing size of sediments*, "Journ. Sed. Petrology", 22, 1.

IOSIFESCU, M., MOINEAGU, C., TREBICI, V., URȘIANU, E., (1985), *Mica enciclopedie de statistică,* Ed. științifică și enciclopedică, București.

JANSEN, M., PAINTER, J., (1974), *Land erosion by water in different climate,* UNGI Rapport, 57.

JOHNSTON, R.J., (1986), *Multivariate statistical analysis in geography*, Longman, Londra.

KELLERHALS, R., BRAY, D.I., (1971), *Sampling procedures for coarse fluvial sediments,* Proc. Am. Soc. Civ. Eng., J. Hydraulics Div., 97.

BCU UNIVERSITATEA LIBRARY

KING, L.J., (1969), *Statistical analysis in geography,* Englewood Cliffs N.J., Prentice Hall.

KIRKBY, M.J., NADEN, P.S., BURT, T.P., BUTCHER, D.P., (1987), *Computer simulation in physical geography*, John Wiley & Sons, Londra.

KRUMBEIN, W.C., (1941), *Measurement and geological significance of shape of rock fragments*, "Journal of Sedimentary Petrology", 11.

KRUMBEIN, W.C., (1955), *Experimental design in the Earth Science,* "Transactions of the American Geophysical Union", 36.

LANE, E.W.,CARLSON, E.J. (1954), *Some observations on the effectof particle shape on the movement of coarse sediments,* "Transactions of the American Geophysical Union", 35.

LEOPOLD, L.B., 1970), *An improved method for size distribution of stream bed gravel*, "Water Res. Res.", 6, 5.

LEOPOLD, L.B., MADDOCK, T., (1953), *The hydraulic geometry of stream channels and some physiographic implications*, U.S. Geol. Survey Prof. Paper, 242.

LEOPOLD, L.B., LANGBEIN, W.B., (1962), *The concept of entropy in landscape evolution,* U.S. Geological Survey Profesional Paper 500-A.

MAC, I., (1986), *Elemente de geomorfologie dinamică*, Editura Academiei, București.

MAREȘ, ILEANA, MAREȘ, C., MIHĂILESCU, M., (1983), *Analiza unor variabile meteorologice prin metoda seriilor dinamice,* "Hidrotehnica", 28, 7.

MARTINIUC, C., BOJOI, I., GRASU, C., ICHIM, I., APOPEI, V., SURDEANU, V., (1971), *Caracterizarea condițiilor geohidromorfologice care influențează stabilitatea versanților lacului Izvoru Muntelui*, Lucr. Stațiunii de cercetări "Stejarul", Pângarați, 4.

MCCAMMON, R.B., (1962), *Efficiences of percentile measures for describing the mean size and sorting of sedimentary particles,* Journ. of Geology, 70.

MELTON, M.A., (1958), *Correlation structure of morphometric properties of drainage systems and their controlling agents*, "Journ. of Geology", 66.

MERRIAM, D.F., HARBAUGH, J.W., (1972), *Aplicațiile calculatoarelor în geologie*, Ed.tehnică, București.

MICLĂUȘ, CRINA, RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I., RĂDOANE, N., GRASU, C., (1995), *Analiza geostatistică a faciesului actual al albiei râului Moldova,* Analele Univ."Al.I.Cuza", Iași (sub tipar).

MIHOC, GH., MICU, N., (1980), *Teoria probabilităților și statistică matematică,* Ed. didactică și pedagogică., București.

MIHOC, GH., BERGTHALLER, C., URSEANU, V. (1977), *Procese stochastice.Elemente de teorie și aplicații,* Ed. științifică și enciclopedică, București.

MIHOC, GH., URSEANU, V., URSEANU, E., (1982), *Modele de analiză*

BCU CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

statistică, Ed. ştiinţifică şi enciclopedică, Bucureşti.
MITCHELL, J.K., BUBENZER, G.D., (1989), *Soil loss estimation,* în M.J.Kirkby, R.P.C.Morgan(ed), Soil erosion, John Wiley & Sons, Londra.
MOINEAGU, C., NEGURĂ, I., URSEANU, V., (1976), *Statistica*, Ed. ştiinţifică şi enciclopedică, Bucureşti.
MOSLEY, M.P., (1981), *Semi-determinate hydraulics geometry of river channels, South Island,New Zealand,* "Earth Surface Processes and Landform", 6.
MOSLEY, M.D., TINDALE, D.S., (1985), *Sediment variability and bed material sampling in gravel bed rivers,* "Earth Surface Processes and Landform",10.
MUIR, T.C., (1969), *Sampling and analysis of coarse river bed sediments,* Proc. Mississippi Water Res: Conf. Water Res. Inst., Miss.State Univ.College.
NAKAMURA, F., (1986), *Analysis of storage and transport processes based on age distribution of sediment,* "Transactions", Japanese Geomorph. Union, 7-3.
OHMORI, H., SAITO, K. (1993), *Morphological development of longitudinal profiles in Japan and Taiwan*, "Bull. of Depart. of Geography", Univ. of Tokyo, 25.
ONICESCU, O., ŞTEFĂNESCU, V., (1979), *Elemente de statistică informaţională cu aplicaţii,* Ed. tehnică, Bucureşti.
ORGHIDAN, N., (1939), *Observaţii morfologice pe marginea ardeleană a munţilor Vrancei, Covasna şi împrejurimile ei*, "Bul. Societăţii Române de Geografie", LV.
ORFORD, J.D., WHALLEY, W.B., (1991), *Quantitative grain form analysis,* in Sivitski, J.P.M.(ed), *Principles, methods and applications of particle size analysis*, Cambridge Univ. Press,Cambridge.
PANIN, N., (1976), *Some aspects of fluvial and marin processes in Danube Delta*, "An. Inst. de Geololgie", L.
PARK, C.C., (1978), *Allometric analysis and stream channel morphometry,* "Geographical Analysis", X, 3.
PARKER, G., KLINGEMAN, P.C., (1982), *On why gravel bed stream are paved,* "Water Res.Res.",18.
PARKER, G., DHAMOTHARAN, S., STEFAN, H., (1982), *Model experiments on mobile, paved gravel bed streams,* "Water Res.Res.",18.
PEGRAM, G.G.S., SALAS, J.D., BOES, D.C., YEVJEVICH,V., (1980), *Stochastic properties of water storage*, "Hydrology Papers",Colorado State Univ., Fort Collins.
PETITJHON, F.J., (1949), *Sedimentary rocks*, Harper and Bross, New York.
PLUMLEY, W.J. (1948), *Black Hills terrace gravel: a study in sediment transport,* "Journal of Geology", 56.
POSEA, GR., GÂRBACEA, V., (1959), *Buzăul, vale antecedentă,* "Natura",

BCU BABEŞ-BOLYAI UNIVERSITY LIBRARY

IX, 3.
PRIGOGINE, I., STENGERS, I., (1980), *Noua alianță,* Ed. politică, București.
RAO, A.R., (1980), *Stochastic analysis of thresholds in hydrologic time series*, în D.R.Coates,J.D.Vitek (ed.), *Thresholds in geomorphology,* Allen and Unwin, Londra.
RĂDOANE, MARIA, (1983 a), *O relație de feedback negativ în evoluția tărmurilor lacurilor de baraj (lacul Izvoru Muntelui)*, SC GGG, seria Geografie, 30.
RĂDOANE, MARIA, (1983 b), *Relieful și procesele reliefogene din zona lacului de baraj Izvoru Muntelui de pe Valea Bistriței moldovenești,* Teză de doctorat, Univ. "Al. I.Cuza", Iași.
RĂDOANE, MARIA, (1988), *Observații privind distribuția și morfometria formațiunilor de adâncime din bazinul hidrografic Bahlui*, Lucrările Stațiunii de cercetări "Stejarul", Piatra Neamț, 9.
RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I., (1985), *Geomorfophological remarks on the Trotuș channel downstream its confluence with the Tazlău*, RR GGG, serie Geographie, 29.
RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I. (1987), *Problema efluenței aluviunilor condiționată de ordinul rețelei hidrografice,* "Hidrotehnica", 32, 2,
RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I., (1991), *Contemporary river bed trends in the Eastern Carpathians*, "Studia Geomorphologica Carpatho-Balcanica", 25 - 26.
RĂDOANE, MARIA, RĂDOANE, N., (1992), *Areal distribution of gullies by the grid square method. Case study: Siret and Prut interfluve,* RR GGG, serie Geographie, 36.
RĂDOANE, MARIA, SURDEANU, V., RĂDOANE, N., ICHIM, I. (1988 a), *Contribuții la studiul ravenelor din Podișul Moldovei,* Lucr. celui de-al II-lea Simpozion "Proveniența și efluența aluviunilor", Piatra Neamț.
RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I., DUMITRESCU, GH. (1988 b), *Time series analysis applied to vertical dynamics study of channel beds*, Analele șt. ale Univ. "Al.I.Cuza", Iași, 34, s II b, geologie - geografie.
RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I. , RĂDOANE, N., SURDEANU, V., (1988 c), *Asupra profilului longitudinal și a factorului formă ale ravenelor din Podișul Moldovenesc*, SC GGG, seria Geografie, 37.
RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I., PANDI, G. (1991), *Tendințe actuale în dinamica patului albiilor de râu din Carpații Orientali*, SC GGG, seria Geografie, t. 38.
RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I. , RĂDOANE, N., SURDEANU, V., GRASU, C., (1992 a), *Relații între forma profilului longitudinal și parametrii depozitelor de albie ale râului Buzău*, "Studia Universitatis Babeș - Bolyai", Cluj-Napoca, 36, 1.
RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I. , RĂDOANE, N., (1992 b), *Semnificația*

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

morfogenetică a faciesului de albie minoră a râurilor Siret și Buzău, Lucr. celui de-al IV-lea Simpozion "Provenienta și efluenta aluviunilor", Piatra Neamț.

RĂDOANE, MARIA, RĂDOANE, N., ICHIM, I., (1995 a) *Folosirea metodei cubului matricial în evaluarea susceptibilității la alunecare de teren.Caz studiu:Județul Neamț*, SS GGG, seria Geografie (sub tipar).

RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I. , RĂDOANE, N., (1995 b), *Gully distribution and development in Moldavia, Romania*, Catena, 24, Olanda.

RĂDOANE, N., (1986), *Efectul antropic în provenienta și efluenta aluviunilor din bazine hidrografice mici*, Lucr. Simpozionului "Provenienta și efluenta aluviunilor", Piatra Neamț.

RĂDOANE, N., (1987 a), *Alunecările de teren din bazinele râurilor Pângarați și Oantu*, Lucr. Seminarului geografic "Dimitrie Cantemir", 8, Iași.

RĂDOANE, N., (1987 b), *Studiul proceselor geomorfologice actuale și microreliefuI creat de ele din bazinele râurilor Pângarați și Oantu din Carpații Orientali*, Teză de doctorat, Univ. "Al.I.Cuza" Iași.

RĂDOANE, N., ICHIM, I., RĂDOANE, MARIA, (1995), *Un nou lac de baraj natural în bazinul Bistriței moldovenești*, "Terra", (sub tipar).

RĂDOANE, N., RĂDOANE, MARIA, ICHIM, I., MICLUȘ, CRINA, (1995), *Influențele mineritului asupra tranzitului de aluviuni pe râul Jiu, amonte de Sadu*, SC GGG, seria Geografie, București (sub tipar).

RHODES, D.D., (1977), *The b -f - m diagrame: graphical representation and interpretation of at - a - station hydraulic geometry*," Am. J. Science", 277.

REINECK, H.E., SINGH, I.B., (1975), *Depositional sedimentary environments*, Springer Verlag, Berlin, Heidelberg.

RICHARDS, K.S., (1976), *The morphology of riffle - pool sequences*, "Earth Surface Processes and Landforms",1.

RICHARDS, K. (1982), *Rivers. Form and Process in Alluvial Channels*, Methuen, Londra

ROOSEBOOM, A., (1975), *Sedimentneerlating in damkomm*, "Teguiese Verlag", 63.

SILK, J., (1981), *Statistical concepts in geography*, Allen and Unwin, Londra.

SINGH, V.P., CHEN, V.J., (1982), *On the relation between sediment yield and runoff volume*, "Water Res. Publ."

SMALLEY, J.J., UNWIN, D.J., (1968), *The formation and shape of drumlins and their distribution and orientation in drumlin fields*, "J.Glaciol.", 7.

SNEDECOR, G.W., (1968), *Metode statistice aplicate în cercetările de agricultură și biologie*, Ed. didactică și pedagogică, București.

SNEED, E.D., FOLK, R.L.(1958), *Pebbles in the lower Colorado River, Texas: a study in particle morphogenesis*, "Journal of Geology", 66.

SNOW, R.S., SLINGERLAND, R.L., (1987), *Mathematical modeling of graded river profiles*, "J. of Geology", 95.

BCU CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

SORAN, V., ANDREICA, ALMA, GÂRLEA, D., BERCEA, V., (1981), *Cercetări asupra dendrocronologiei și dendroecologiei zâmbrului (Pinus cembra L.) din rezervația științifică a Munților Retezat,* "Ocrotirea naturii și a mediului înconjurător", 25, 1.

SPEIGHT, J.G., (1965), *Meander spectra of the Anabunga river, Papua*, "J. of Hydrology", 3.

STERNBERG, H., (1875), *Untersuchungen uber Langen und Querprofil geschiebefurrender Flusse,* "Z. fur Bauwesen", 25.

STRAHLER, A.N., (1950), *Equilibrium theory of erosional slopes approached by frequency distribution analysis*, "Am J. of Science", 248.

STRAHLER, A.N., (1952), *Dynamic basis of geomorphology*, "Geol. Soc. America Bull.", 63.

STRAHLER, A.N., (1958), *Dimensional analysis applied to fluvially eroded landforms*, "Bull. of the Geol. Soc. of Amer.", 69.

STRAHLER, A.N., 1980), *Systems theory in physical geography,* "Phys. Geogr.",1.

SCHUMM, S.A., (1973), *Geomorphic thresholds and complex response of drainage system,* în M. Morisawa(ed), "Fluvial Geomorphology", Binghampton, New York.

SCHUMM, S.A., (1979), *Geomorphic thresholds: the concept and its applications*, "Transactions" 4, 4.

SURDEANU, V., (1980), *Recherches experimentales de terrain sur le glissements*, "Studia Geomorphologica Carpatho - Balcanica", 15.

SURDEANU, V., (1987), *Studiul alunecărilor de teren din valea mijlocie a Bistriței (zona munților flișului)*, Rezumatul tezei de doctorat, Universitatea "Al.I.Cuza", Iași

THAKUR, T.R., SCHEIDEGGER, A.E., (1970), *Chain model of river meanders*, "J. of Hydrology", 12.

THOMPSON, J., (1964), *Quantitative effect of watershed variables on rate of gully-head advancement,* "Trans. of ASAE", 7, 1.

THORNES, J.B., BRUNSDEN, D., (1977), *Geomorphology and Time*, Methuen, Londra.

THORNES, J.B., FERGUSON, R.I., (1981), *Geomorphology*, în: N.Wrigley, R.J.Bennett (ed), "Quantitative Geography. A British view", London.

TERTIȘCO, M., STOICA, P., POPESCU, TH., (1985), *Modelarea și predicția seriilor de timp*, Ed. Academiei, București.

TIPPETT, L.H.C., (1952), *Technological apliccations of statistics*, Williams and Norgate, Londra.

TIRON, M., (1972), *Teoria erorilor de măsurare și metoda celor mai mici pătrate,* Ed. tehnică, București.

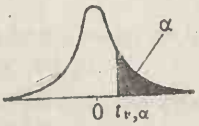
TUFESCU, V., (1966), *Modelarea naturală a reliefului și eroziunea accelerată,* Editura Academiei, București.

BCU "LUCIAN BLAGA" UNIVERSITY LIBRARY

UNWIN, D.J., DAWSON, J.A.., (1985), *Computer programming for geographers*, Longman,Londra.
VASILESCU, N. și colaboratorii, (1980), *Statistica*, Ed. didactică și pedagogică, București.
WALLING, D.E., (1983), *The sediment delivery problem*, J. of Hydrology, 65.
WILLIAMS, R.B.G., (1989), *Introduction to statistics for geographers and Earth scientists*, MacMillan, Londra.
WOLMAN, M.G.(1954), *A method of sampling coarse bed material*, "Am.Geophys. Union Trans." 35.
WOLMAN, M.G., GERSON, R., (1978), *Relative scales of time and effectiveness of climate in watershed geomorphology*, "Earth Surface Processes and Landforms", 3.
WOLPERT, J., (1964), *The decision process in spatial context*, "Ann. Assoc. Amer. Geogr.", 54.
YEVJEVICH, V.M., JENG, R.I., (1969), *Properties of non - homogeneous hydrologic series*, Colorado State Univ. Hydrol.Paper 32, Fort Collins, Colorado.
YEVJEVICH, V.M., (1972), *Stochastic processes in hydrology*, "Water Res. Publication", Colorado State Univ., Fort Collins.
YATSU, E., (1955), *On the longitudinal profiles of a graded river*, "Trans. of the Amer.Geophys.Union", 35.
YATSU, E., 1992), *To make geomorphology more scientific*, "Transactions", Japanese Geomorph. Union, 13 , 2.
ZĂVOIANU, I., (1985), *Morphometry of drainage basin*, Elsevier, Amsterdam.

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

ANEXA. Tabelul statistic al repartiției STUDENT (t)
(Silk , 1979)



ν \ α	0·200	0·100	0·050	0·025	0·010	0·005
1	1·376	3·078	6·314	12·71	31·82	63·66
2	1·061	1·886	2·920	4·303	6·965	9·925
3	0·978	1·638	2·353	3·182	4·541	5·841
4	0·941	1·533	2·132	2·776	3·747	4·604
5	0·920	1·476	2·015	2·571	3·365	4·032
6	0·906	1·440	1·943	2·447	3·143	3·707
7	0·896	1·415	1·895	2·365	2·998	3·499
8	0·889	1·397	1·860	2·306	2·896	3·355
9	0·883	1·383	1·833	2·262	2·821	3·250
10	0·879	1·372	1·812	2·228	2·764	3·169
11	0·876	1·363	1·796	2·201	2·718	3·106
12	0·873	1·356	1·782	2·179	2·681	3·055
13	0·870	1·350	1·771	2·160	2·650	3·012
14	0·868	1·345	1·761	2·145	2·624	2·977
15	0·866	1·341	1·753	2·131	2·602	2·947
16	0·865	1·337	1·746	2·120	2·583	2·921
17	0·863	1·333	1·740	2·110	2·567	2·898
18	0·862	1·330	1·734	2·101	2·552	2·878
19	0·861	1·328	1·729	2·093	2·539	2·861
20	0·860	1·325	1·725	2·086	2·528	2·845
21	0·859	1·323	1·721	2·080	2·518	2·831
22	0·858	1·321	1·717	2·074	2·508	2·819
23	0·858	1·319	1·714	2·069	2·500	2·807
24	0·857	1·318	1·711	2·064	2·492	2·797
25	0·856	1·316	1·708	2·060	2·485	2·787
26	0·856	1·315	1·706	2·056	2·479	2·779
27	0·855	1·314	1·703	2·052	2·473	2·771
28	0·855	1·313	1·701	2·048	2·467	2·763
29	0·854	1·311	1·699	2·045	2·462	2·756
30	0·854	1.310	1.697	2·042	2·457	2·750
31	0·853	1·309	1·696	2·040	2·453	2·744
32	0·853	1·309	1·694	2·037	2·449	2·738
33	0·853	1·308	1·692	2·035	2·445	2·733
34	0·852	1·307	1·691	2·032	2·441	2·728
35	0·852	1·306	1·690	2·030	2·438	2·724
36	0·852	1·306	1·688	2·028	2·434	2·719
37	0·851	1·305	1·687	2·026	2·431	2·715
38	0·851	1·304	1·686	2·024	2·429	2·712
39	0·851	1·304	1·685	2·023	2·426	2·708
40	0·851	1·303	1·684	2·021	2·423	2·704
45	0·850	1·301	1·679	2·014	2·412	2·690
50	0·849	1·299	1·676	2·009	2·403	2·678
60	0·848	1·296	1·671	2·000	2·390	2·660
70	0·847	1·294	1·667	1·994	2·381	2·648
80	0·846	1·292	1·664	1·990	2·374	2·639
90	0·846	1·291	1·662	1·987	2·368	2·632
100	0·845	1·290	1·660	1·984	2·364	2·626
∞	0·842	1·282	1·645	1·960	2·326	2·576

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

INDEX

abaterea, 60-65,67,112,
-rescalată, 174,175-177
-standard (medie pătratică), 60,61,62,63,64,65,67,112
- standard de distanță, 217
abscisa, 16,19,21,108,193
acces, 68
aditivitate, 115
alunecări de teren, 224,228
amplitudinea, 10,50,52,60,193
- armonicelor, 193,209
- intervalului, 52
- undei armonice, 192,193
- variațiilor de timp, 166-201
analiza
- armonicelor, 196
- cantitativă, 1,2,4,5
- celui mai apropiat vecin, 221
- componentei aleatorii, 205
- componentei periodice, 201
- cuadraților, 218, 219
- datelor spațiale, 6,212
- dendrocronologică, 184
- dimensională, 8, 9
- drumului, 132
- faciesului albiilor de râu, 154
- granulometrică, 154
- morfometriei pietrișurilor, 154
- multivariată, 101,131,132,135
- regresiei și corelației, 103
- seriilor de timp, 6,166 - 205
-spectrală, 210,211
- statistică, 5,6,7,212
- tendinței, 180,186,200,201
- trendului în suprafață, 136,137
areale (suprafețe) sub curba normală,76
asimetrie, 54.67-70,21,44,54,67
asociație, 133,145,147
- pozitivă, 145,147
- negativă, 145,147
ascuțimea curbelor de frecvență, 50,68
atribut, 14
autocorelație, 110

bimodal, 44, 54, 59
bimodalitate, 55
buclă de feedback, 116,158

calcul electronic, 5
cartograma, 29
cascadă hidrologică, 196
cauzație, 108, 109
centroid, 106
centrul, 19
- median, 215
- mediu, 215, 216
ciclicitate, 192
cicluri de evoluție, 158
coeficient, 68
- de asimetrie Pearson, 67,68
- de boltire, 68
- de corelație simplă, 108,110, 112, 113,140
- de corelație multiplă, 134
- de determinare, 114, 134
- ecuației de regresie, 106, 110,135
- de încredere, 94, 95
- sortare, 65,66
- de susceptibilitate a terenurilor, 225, 228
- de variație,50, 60, 63-65
coeficient *phi* , 145
coeficient de corelație a rangurilor (Spearman), 148

BCU "LUCIAN BLAGA" CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

concavitatea profilelor longitudinale, 150,151,153,154
coordonate, 16, 213
- rectangulare, 16,180,185
- polare, 16
componenta periodică (sezonală), 195,202,210,
componenta sezonală (aleatoare), 196,203,210
corelaţia, 109, 110
- curbilinie, 116,120
- lineară, 102
- multiplă, 131
- neparametrică, 145
- rangurilor, 148
- simplă, 102
corelogramă, 174
cuadrat, 212,213,215 - 217
cuantificare, 1,2,3,7,9,50,131
curba,118
- cumulativă, 23,24
- de regresie, 125
- granulometrică, 23
- hipsometrică, 23
- normală, 54,73,75
- probabilistică, 23

date, 73,215
- geografice, 224
definiţie operaţională, 9
dendrocronologie, 171
densitatea eşantionului, 219
descrierea, 193,211
- datelor, 50
- statistică, 50
descompunerea seriei, 180
deviaţia , 14,175
- cuartilelor, 66
- standard a eşantionului, 14,153
- standard a populaţiei, 14
- standard grafică, 66
- standard inclusivă, 66
- standard a seriei de timp, 175
diagrama , 19,23
- frecvenţelor cumulate, 19, 23
- logaritmică, 19
- Passega, 24
- polară, 19, 25
- semilogaritmică, 19, 20
- triangulară, 19, 26,159
- tridimensională, 28
dimensiunea optimă a eşantionului, 37,92,97,110
dinamica patului albiilor minore, 184,186,187,193,206,210
dispersia, 60, 63
distanţa de transport, 161,162
dreapta de regresie, 104-108,188

ecuaţie de predicţie, 143,161
ecuaţie de regresie, 129,206,211
efectivitate geomorfologică, 72
efluentă aluvionară, 148,149
eroare de măsurare, 10
- de eşantionare, 11
- introdusă de operator, 11
- ale instrumentului, 11
- create de condiţii de mediu, 11
- grosolane, 76
eroare standard de estimaţie, 110, 111
eroare standard neliniară, 130
estimata, 15
estimator, 15
eşantion, 11,38,44
eşantionare, 11,29,38,94
- areală, 32
- de itinerar, 32
- cu grila, 32
- volumetrică, 32,35,38
experiment, 8,9,152
extragerea esantioanelor, 11
- randomizată simplă, 12
- stratificată, 12

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

- sistematică, 12
extrapolare, 198,200

fenomen Hurst, 174, 176,177
feedback , 116
- negativ, 116
- pozitiv, 116
forma "optimă" a pietrișurilor fluviale, 159 -163
forma repartițiilor, 66
frecvență, 52,70
- absolută, 50,52,58
- relativă, 50,52,58
funcție
- de ajustare, 183,184
- de transfer,178,179
- exponențială, 151,152
- logaritmică, 151,152
- de putere, 151,152,197
- polinomială, 200,207
- trigonometrică, 192

geocronologie, 177
grade de libertate, 94-96
grad de asimetrie, 84
grafic, 180,183,186,188,189,196

hărți numerice, 6
hiperbola, 118,123,130
histograma, 19,21,44
historiogramă, 21,53

indicator statistic, 200
indice, 166,171
- celui mai apropiat vecin, 223
- morfometric, 159,161,162
- de determinare, 131
- de corelație, 131
- de aplatizare, 122
intensitatea asociației, 145
interval de încredere, 11,94
integrala hipsometrică, 23
interval modal, 50,57
intermitență, 174
izotop radioactiv, 172,173

înregistrarea schimbărilor în timp, 166,168,170,177,198
- instrumentate (directe), 170
- fotografice, 170
- prin hărți, 170
- prin documente istorice, 170
- în medii depoziționale, 172

kurtozis, 68
- grafic, 70

legea reducerii exponențiale a masei, 157
lichenometria, 172
limită de încredere, 195

matrice, 230
- tridimensională, 13
- de corelație, 114,115,133
mărimea eșantionului, 137
mărime și frecvență, 50,70
măsurătoare, 206
meandre fluviale, 210
media, 14,174,176,180,200,216
- armonică, 55,193
- aritmetică, 55,56,83,216
- bivariată, 106
- eșantionului, 14
- geometrică, 55
- grafică, 59
- mobilă, 180,181,183,184
- pătratică, 55
- populației, 14
mediana, 55,56,59
metoda, 170,171,172
- Ballot - Benson, 184
- celor mai mici pătrate, 104,186,
- cubului matricial, 224

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

- diferenței, 180
- empirică, 8
- mediei mobile, 180
- rațională, 9
- statistică, 7
- Whittaker - Robinson, 192
modelare, 150,177
- matematică,125, 150,154,161
model, 28, 99,177
- al funcției de putere, 128,156,
- conceptual (calitativ), 100
- tip cutie albă, 102
- tip cutie gri, 102
- tip cutie neagra, 102
- de regresie și corelație, 99,102
- deterministic, 100
- exponențial, 128,156,177
- fizic (de scară), 100
- hiperbolic, 123
- logaritmic, 126,127,156
- matematic, 4,100,180
- parabolic (polinomial), 119,123
- statistic, 6,99,100-102
- stochastic, 100,102
modul, 19,55,57
- logaritmic, 19
multicolinearitate, 143,145
multimodalitate, 55

nelinearitate, 118
nestationaritate, 177
nivel de semnificație, 113,198
normalitate, 73
numărul, 170
- de măsurători, 175
- de observații, 183
- de clase, 51
- perioadei, 193,194
- de unde, 192

observație,
103,105,106,108,111,121,145
ordonarea datelor, 50
ordonata, 108,119

parabola, 119,162
parametru, 66,68,197
- simetriei repartiției, 66
perioada, 192,208
- eșantionare, 174
- undei armonice, 192,208
periodograma Schuster, 193,194
persistență, 174
pierderea de informație, 183
populație, 11,12,23
prag, 116
- intrisec, 117
- extrinsec, 117
probabilitate, 79-81,109,110
proprietăți seriale, 173,178
proprietățile seriilor de timp, 174
probă, 173
proiect al experimentului, 11
proces, 174,175,176,177
- deterministic, 219, 174,217,219
- stochastic, 77,175
- de timp, 167,181,186,210
- staționar, 180
producție de aluviuni, 143
profil longitudinal, 150,154,155
proporția ,14
- populației, 14
- eșantionului, 14
puterea medie a armonicelor, 193

raport varianță - medie, 220,221
rata de efluență aluvionară, 143
ravene, 221
relație, 110
- bivariată, 6
- cauză - efect, 108
- liniară, 108
- multivariată, 6
repartiție, 44

BUCHAREST CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

- asimetrică de dreapta (pozitivă), 54
- asimetrică de stânga (negativă), 54
- bimodală, 54
- de frecvență, 53,84,86,88
- empirice, 77,82
- leptocurtică, 68
- log - normală, 91
- multimodale, 54
- normală, 54,73,79,87
- platicurtică, 68
- Poisson, 87,219
- unimodale, 54
- simetrice, 54
- Student, 94,95

regresie, 102,116,131
- curbilinie, 116 -129
- lineară, 105,211
- multiplă simplă, 136,144,145
- multiplă pas-cu-pas, 136,139, 141

reducerea exponențială a masei , 157,163
reprezentativitate, 12
reprezentare grafică, 15,122,143, 180,191,193
revoluție cantitativă, 1
reziduu, 105,112
ritmograma, 29
risc, 227

scală de conversiune, 18
scară de măsurare, 10
- nominală, 10
- ordinală, 10
- a intervalului, 10
- a raportului, 10

scară, 16, 18
- aritmetică, 16,18
- grafică, 16
- logaritmică, 16,18,19
- probabilistică, 18,19
- semilogaritmică, 21
- Wenthorth, 32

schimbarea fazei, 192
schimbări ale seriilor de timp, 171
- cu prag, 167, 168
- cu rampă, 167,168
- regulate, 167,168
- tranziente, 167,168

semnal intermitent, 173,174
senzitivitate, 109,110
serie de distanță, 210
serie de timp,166,169,173,175, 178,179,180,185,200
- inițială, 193
- continuă, 166, 167
- discretă, 166
- reziduală, 184,195
- spațială, 211

sezonalitate, 192
sistem, 168
- geomorfologic fluvial, 197
- morfologic, 197
- în cascadă (curgător), 197
- proces - răspuns,173, 197

spectrograma, 29
standard de prelevare a aluviunilor, 30
statistica, 5,11
-descriptivă, 50,215
structuri spațiale de puncte, 212
- aleatoare, 212,213,224
- ordonate, 213

suma armonicilor, 210
suprafața trend, 29,136,137
susceptibilitate, 231

știința, 8
- empirică, 8
- rațională, 8

tabel, 15

BCU IAȘI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

- statistic, 15
- centralizator, 15
tendința, 180, 206,210
- centrală, 15,59
- hiperbolică, 122
- în timp, 199
- lineară, 166,186,187,206
- parabolică, 122
- polinomială, 189,190,207,208
- spațială, 215
teoria, 99,144
- bifurcației, 28
- esantionării, 92
- generală a sistemelor, 1
- pragurilor, 177
termenul de intercepție, 106
termenul pantă, 106
test, 143,148
- chi pătrat, 218
- Fisher, 200
- Student,148
timp, 166,180,185
- al experienței umane, 177,198
- de înjumătățire, 172
- contemporan, 198
- lung, 198
- de relaxare, 156
- de rezidență, 208
- scurt, 198
trend, 137,139,174

undă agradare - degradare, 208
undă armonică, 192,193
unghi de fază, 192

valoare, 174,177,199,200,206
- Schuster, 192,193,194,201
variabila,14,73,99,102,103,180,185,
197,198
- binară, 145
- de control, 29, 142
- dependentă, 103,133
- independentă, 103,133
- de intrare, 179
- de ieșire, 179
- răspuns, 29
varianța, 14,187
- eșantionului, 14, 183
- populației, 14
variație, 210
- întâmplătoare, 210
- sistematică, 210

zgomot, 112
- alb,112

BCU CLUJ / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

Format: 70x100/16
Coli tipo: 16,25
Apărut: 1996
Comanda: 830

Tiparul executat la Imprimeria Universității «Al. I. Cuza» Păcurari 9 032/114947

BCU IASI / CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY

ISBN 973-9149-69-3

LEI 4.800

SOAS CENTRAL UNIVERSITY LIBRARY